

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

JOSÉ DANIEL MORALES MARTÍNEZ

AS LEIS DE KALDOR NA COLÔMBIA PARA O PERÍODO 1975 - 2010

Porto Alegre

2014

JOSÉ DANIEL MORALES MARTÍNEZ

AS LEIS DE KALDOR NA COLÔMBIA PARA O PERÍODO 1975 - 2010

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Dathein

Porto Alegre

2014

CIP - Catalogação na Publicação

Morales Martínez, José Daniel

As leis de Kaldor na Colômbia para o período 1975 -
2010 / José Daniel Morales Martínez. -- 2014.
153 f.

Orientador: Ricardo Dathein.

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do
Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre,
BR-RS, 2014.

1. Leis de Kaldor. 2. Industrialização. 3.
Crescimento. 4. Colômbia. I. Dathein, Ricardo,
orient. II. Título.

JOSÉ DANIEL MORALES MARTÍNEZ

AS LEIS DE KALDOR NA COLÔMBIA PARA O PERÍODO 1975 - 2010

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovada em: Porto Alegre, 28 de novembro de 2014.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Ricardo Dathein – Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Henrique Morrone
UFRGS

Prof. Dr. André Cunha
UFRGS

Prof. Dr. Célio Hiratuka
UNICAMP

AGRADECIMENTOS

Um trabalho longo e solitário de elaboração de uma dissertação de mestrado não se faz sem a contribuição de um grande número de pessoas e instituições, envolvidas ou não com a academia, mas que, de uma forma ou de outra tornaram possível este momento.

Agradeço, em primeiro lugar, a Deus pela infinidade de tudo o que me proporciona todos os dias em minha vida e por ter me dado coragem para trilhar este caminho.

À minha querida família pelos valores, incentivo, apoio, força e encorajamento. Acho que tudo isso valeu a pena.

Ao meu orientador Prof. Ricardo Dathein, meus sinceros agradecimentos por todo o apoio, incentivos e generosidade durante todo este processo. Além da confiança sempre depositada em mim, agradeço a inspiração e por sempre me instigar o desafio de ir mais além.

Aos professores André Cunha e Ronaldo Herrlein pelos comentários e valorosas sugestões no momento da qualificação. Suas contribuições muito me ajudaram no desenvolvimento desta dissertação.

Ao Departamento Administrativo Nacional de Estadística – DANE e ao Departamento Nacional de Planeación – DNP, instituições governamentais da Colômbia, pela informação estatística oferecida e pelo suporte técnico imprescindíveis para o desenvolvimento deste trabalho.

À Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), em especial ao Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE), por toda a infra-estrutura disponibilizada e pela oportunidade que foi dada para o meu desenvolvimento intelectual.

A todos os professores do PPGE/UFRGS a quem tive a oportunidade de conviver e de absorver um pouco de seus conhecimentos.

À Secretaria do PPGE, pelo apoio sempre disponível.

A todos aqueles que de uma forma ou de outra contribuíram para a realização desta dissertação.

A responsabilidade pelos equívocos e insuficiências da tese é de inteira responsabilidade do autor.

RESUMO

Este trabalho analisa a validade das proposições de Nicholas Kaldor sobre os determinantes do crescimento, para a economia colombiana. As três leis de crescimento kaldorianas são testadas na generalização proposta por Thirlwall. A primeira lei afirma que quanto maior seja o crescimento do setor manufatureiro, maior será a taxa de crescimento do PIB. A segunda diz que quanto maior o crescimento da produção do setor manufatureiro, maior o crescimento da produtividade nesse setor. A terceira assevera que quanto maior a taxa de crescimento das manufaturas, maior será a taxa de crescimento da produtividade total da economia. Desta forma, no presente estudo, verifica-se empiricamente, a validade das *leis de Kaldor* na Colômbia para o período 1975 – 2010, fazendo uma análise para o período todo, mas também por subperíodos, para poder analisar separadamente a década de 1980, 1990 e os anos 2000. A fonte de dados brutos é originária do Departamento Nacional de Estadística – DANE e do Departamento Nacional de Planeación – DNP. Nos testes se usou a técnica de séries temporais, aplicando-se a metodologia de Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis - MQGF através dos procedimentos de Prais-Winsten e Cochrane-Orcutt, nos casos em que se apresentaram problemas de autocorrelação serial. Adicionalmente foi aplicada uma bateria de testes para ter certeza da validade estatística e econométrica dos resultados obtidos. Os testes feitos para o período todo de 1975 – 2010 revelaram a grande importância que tem o setor da indústria manufatureira para o crescimento e desenvolvimento da economia colombiana. Os resultados encontrados para o subperíodo de 2000 – 2010 apontam para a validade das três proposições de Kaldor na Colômbia durante a primeira década do século XXI.

Palavras-chave: Leis de Kaldor. Industrialização. Crescimento. Colômbia.

ABSTRACT

This work analyzes the validity of the propositions of Nicholas Kaldor about the determinants of growth for the Colombian economy. The three Kaldorian laws of growth are tested in Thirlwall's proposed generalization. The first law affirms that the bigger the growth of the manufacturing sector, the bigger the tax of GDP growth. The second law states that the larger the growth of the production of the manufacturing section, the more growth it will also have in productivity. And the third asserts that the bigger the tax of the manufacturers, the bigger the tax of growth of the total productivity of the economy. This present study empirically verifies the validity of Kaldor's laws in Colombia from 1975 to 2010, performing an analysis of the entire period, but also in sub-periods, to be able to separately analyze the decades of 1980, 1990, and the 2000s. The source of raw data is originally from the National Department of Statistics – DANE, and from the National Department of Planning – DNP. In the tests a technique of temporal series is used, applying the methodology of Generalized Least Squares – GLS through the processes of Prais-Winsten and Cochrane-Orcutt, in the cases that present problems of serial autocorrelation. Additionally a battery of tests was applied to verify the statistic and econometric validity of the obtained results. The tests performed for the entire period of 1975-2010 revealed the great importance that the industrial manufacturing sector had for the growth and development of the Colombian economy. The results for the sub-period of 2000 – 2010 point to the validity of Kaldor's three propositions in Colombia during the first decade of the 21st century.

Keywords: Laws of Kaldor. Industrialization. Growth. Colombia.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Crescimento do PIB e do VA Manufatureiro na Colômbia 1928 – 1974	48
Gráfico 2 – Investimento fixo em maquinaria e quipámento (Proporção do PIB) 1925 – 1974	52
Gráfico 3 – Índice da taxa de câmbio real e índice de termos de intercâmbio na Colômbia 1932 – 1974	57
Gráfico 4 – Taxas de crescimento da Indústria manufatureira e do PIB da Colômbia 1976 – 2010	60
Gráfico 5 – Comércio exterior da Indústria Manufatureira da Colômbia 1974 -2010	65
Gráfico 6 – Coeficientes de abertura exportadora e penetração de importações da Colômbia 1974 – 2010.	70
Gráfico 7 – Participação dos setores econômicos dentro do PIB 1975 – 2010	71
Gráfico 8 – Taxa de crescimento do emprego e do produto industrial 1977 – 2010	78
Gráfico 9 – Produtividade da indústria manufatureira e sua taxa de crescimento no período 1976 – 2010	82
Gráfico 10 – Evolução da produtividade, do emprego e do PIB da indústria manufatureira 1976 – 2010. Base: 1976 = 100	83
Gráfico 11 – Valor agregado real total e manufatureiro 1975 – 2010. Em milhes de milhões de pesos colombianos.	98
Gráfico 12 – Crescimento valor agregado total e da indústria manufatureira e participação das manufaturas na composição do valor agregado, no período 1975 – 2010	99
Gráfico 13 – Crescimento do valor agregado e do emprego na indústria manufatureira, no período 1975 – 2010	114
Gráfico 14 – Crescimento da produtividade total, do valor agregado manufatureiro, do emprego não manufatureiro e a participação do emprego manufatureiro no emprego total, durante o período 1975 – 2010.	129

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Evolução da infraestrutura em transporte e comunicações na Colômbia 1930 -1974	46
Tabela 2 – Criação de empresas industriais na Colômbia 1901 – 1939	47
Tabela 3 – Composição da atividade econômica da Colômbia (Preços Constantes de 1975)	49
Tabela 4 – Composição do PIB Industrial da Colômbia (Preços constantes de 1975)	49
Tabela 5 – Fontes de crescimento do setor industrial colombiano 1925 – 1974	51
Tabela 6 – Evolução do emprego industrial na Colômbia 1938 – 1970	53
Tabela 7 – Fontes de financiamento da indústria colombiana 1950 -1974	54
Tabela 8 – Coeficientes e composição do comércio exterior na Colômbia 1925 – 1974	55
Tabela 9 – Ciclos do setor manufatureiro e do PIB na Colômbia 1976 – 2010	61
Tabela 10 – Ciclos, taxas médias de crescimento e participação dentro do PIB das exportações e importações industriais da Colômbia, 1975 – 2010.	66
Tabela 11 – Crescimento médio e participação dentro do PIB dos setores produtivos da Colômbia 1975 – 2010.	72
Tabela 12 – Participação dos setores manufatureiros dentro da produção industrial 1975 – 2010.	76
Tabela 13 – Participação média dos setores manufatureiros no emprego industrial 1975 – 2010	80
Tabela 14 – Teste de Raiz Unitária com intercepto e tendência para a primeira lei de Kaldor, no período 1975 - 2010.	90
Tabela 15 – Teste de cointegração de Johansen no período 1975 – 2010	92
Tabela 16 – Estimativa econométrica da primeira lei de Kaldor no período 1975 - 2010	93
Tabela 17 – Anos em que o crescimento do setor manufatureiro foi maior ao crescimento do valor agregado total e ao valor agregado potencial.	96
Tabela 18 – Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a primeira lei de Kaldor, no subperíodo 1978:01 – 1990:04	100

Tabela 19 – Estimação econométrica da primeira lei de Kaldor no período 1978:01 – 1990:04	101
Tabela 20 – Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a primeira lei de Kaldor no subperíodo 1991:01 – 1999:04	102
Tabela 21 – Teste de cointegração de Johansen no período 1991:01 – 1999:04	103
Tabela 22 – Estimação econométrica da primeira lei de Kaldor no período 1991:01 – 1999:04	104
Tabela 23 – Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a primeira lei de Kaldor no subperíodo 2000:01 – 2010:04	105
Tabela 24 – Estimação econométrica da primeira lei de Kaldor no período 2000:01 – 2010:04	106
Tabela 25 – Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a segunda lei de Kaldor no subperíodo 1975 – 2010	111
Tabela 26 – Estimação econométrica da segunda lei de Kaldor no período 1975 – 2010	112
Tabela 27 – Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a segunda lei de Kaldor no subperíodo 1978:01 – 1990:04	115
Tabela 28 – Estimação econométrica da segunda lei de Kaldor no período 1978:01 – 1990:04	116
Tabela 29 – Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a segunda lei de Kaldor no subperíodo 1991:01 – 1999:04	117
Tabela 30 – Estimação econométrica da segunda lei de Kaldor no período 1991:04 – 1999:04	118
Tabela 31 – Média de crescimentos do valor agregado, do emprego e da produtividade na indústria manufatureira colombiana durante a década dos noventa.	119
Tabela 32 – Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a segunda lei de Kaldor no subperíodo 2000:01 – 2000:04	120
Tabela 33 – Estimação econométrica para a segunda lei de Kaldor no período 2000:01 – 2010:04	121
Tabela 34 – Teste de cointegração entre o valor agregado e a produtividade do setor industrial manufatureiro da Colômbia no período 2000:01 – 2000:04	123
Tabela 35 – Teste de causalidade de Granger entre a produtividade e o valor agregado manufatureiro da Colômbia no período 2000:01 – 2010:4	124

Tabela 36 – Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a terceira lei de Kaldor no período 1975 – 2010	126
Tabela 37 – Estimação econométrica da terceira lei de Kaldor no período 1975 – 2010.	127
Tabela 38 – Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a terceira lei de Kaldor no subperíodo 1978:01 – 1990:04	130
Tabela 39 – Estimação econométrica da terceira lei de Kaldor no período 1978:01 – 1990:04	131
Tabela 40 – Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a terceira lei de Kaldor no subperíodo 1991:01 – 1999:04	133
Tabela 41 – Teste de cointegração de Johansen entre o valor agregado total, o valor agregado manufatureiro e o emprego não manufatureiro no subperíodo 1991:01 – 1999:04.	133
Tabela 42 – Estimação econométrica da terceira lei de Kaldor no período 1991:01 – 1999:04	134
Tabela 43 – Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a terceira lei de Kaldor no subperíodo 2000:01 – 2000:04	135
Tabela 44 – Estimação econométrica da terceira lei de Kaldor no período 2000:01 – 2010:04	136

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

DANE	– Departamento Administrativo Nacional de Estadística
DNP	– Departamento Nacional de Planeación
MQO	– Mínimos Quadrados Ordinários
MQGF	– Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	15
2	AS LEIS DO DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO DE KALDOR: ASPECTOS TEÓRICOS E EVIDÊNCIA EMPÍRICA	18
2.1	O ESQUEMA ANALÍTICO DA ABORDAGEM DE NICHOLAS KALDOR	18
2.1.1	Primeira Lei	20
2.1.2	Segunda Lei	23
2.1.3	Terceira Lei	29
2.2	EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE AS LEIS DE KALDOR	32
3	CARACTERIZAÇÃO DA INDÚSTRIA MANUFATUREIRA COLOMBIANA NOS PERÍODOS 1930 – 1974 E 1975 – 2010	44
3.1	PERÍODO 1930 – 1974	44
3.1.1	Infraestrutura, estrutura produtiva industrial e atividade econômica.	46
3.1.2	Produtividade, fontes do crescimento industrial e acumulação de capital.	50
3.1.3	Emprego, financiamento da indústria, comércio exterior e política cambial.	53
3.2	PERÍODO 1975 – 2010	59
3.2.1	Evolução do ciclo de crescimento industrial	59
3.2.2	Comércio exterior da Indústria Manufatureira	65
3.2.3	Evolução da participação da indústria manufatureira dentro do PIB	71
3.2.4	Tendência e comportamento do emprego manufatureiro	77
3.2.5	Comportamento da produtividade na indústria manufatureira	81
4	ESTIMAÇÕES ECONOMETRICAS DAS LEIS DE KALDOR PARA A COLÔMBIA NO PERÍODO 1975 – 2010	84
4.1	FONTES DE DADOS	84
4.2	PRIMEIRA LEI DE KALDOR	87
4.2.1	Evidências empíricas para Colômbia	88
4.2.2	Período 1975 – 2010	89
4.2.2.1	Subperíodo 1978 – 1990	100
4.2.2.2	Subperíodo 1991 – 1999	102
4.2.2.3	Subperíodo 2000 – 2010	105

4.3	SEGUNDA LEI DE KALDOR	108
4.3.1	Evidências para Colômbia	109
4.3.2	Período 1975 – 2010	111
4.3.2.1	Subperíodo 1978 – 1990	115
4.3.2.2	Subperíodo 1991 – 1999	117
4.3.2.3	Subperíodo 2000 – 2010	120
4.4	TERCEIRA LEI DE KALDOR	124
4.4.1	Evidências para Colômbia	125
4.4.2	Período 1975 – 2010	126
4.4.2.1	Subperíodo 1978 – 1990	130
4.4.2.2	Subperíodo 1991 – 1999	132
4.4.2.3	Subperíodo 2000 – 2010	135
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	139
	REFERÊNCIAS	146
	ANEXO A – Taxas de variação frequência anual 1975 – 2010	152
	ANEXO B – Taxas de variação frequência trimestral 1978 – 2010	155

1 INTRODUÇÃO

Até os anos 1970, o processo de industrialização na Colômbia apresentou resultados positivos em termos de desenvolvimento industrial, o que foi produto de políticas de longo prazo, baseadas em ações e medidas estruturais. Assim, iniciou-se a consolidação de uma infraestrutura produtiva sólida, que tivesse a capacidade de promover o desenvolvimento econômico impulsionando outros setores da economia. Este processo se desenvolveu obedecendo as diretrizes estabelecidas pelo governo central.

A segunda metade dos anos 1970 aparece como um período de involução, pelo menos no que diz respeito à importância relativa da indústria colombiana na economia nacional e sua dinâmica. Este período se caracterizou por uma grande divergência entre as taxas de crescimento dos ramos industriais, o que ocasionou instabilidade na taxa de crescimento do setor manufatureiro. Essa crise trouxe efeitos sobre a rentabilidade, as perspectivas, o nível de investimento e da dívida, a volatilidade financeira e a estrutura de propriedade das empresas nos diferentes ramos afetados negativamente.

Neste sentido, desde 1975 até o final do século XX a economia colombiana mostrou uma clara tendência à desindustrialização. Este processo foi caracterizado pela perda relativa de participação da indústria no conjunto da economia. Esta situação se refletiu no nível de alguns indicadores como a criação de empresas, geração de emprego, valor adicionado pela indústria e nas menores taxas de crescimento do setor industrial. As causas imediatas desse fenômeno são procuradas normalmente no processo de globalização e liberalização da economia colombiana desde finais dos anos setenta. O afastamento do Estado da economia, a liberalização comercial e financeira certamente afetou a dinâmica industrial, embora não de forma definitiva. A redução do papel do Estado resultou em uma significativa queda do investimento público, especialmente em meados dos anos oitenta, que não foi compensado por um aumento do investimento privado e, portanto, levou o investimento total a níveis mais baixos e trouxe efeitos sobre a produção. A estrutura oligopolista da indústria protegida com barreiras à entrada permitiu que várias empresas manufatureiras, não respondessem aos novos requerimentos da demanda interna e da concorrência em nível internacional. Os adiamentos sistemáticos nos processos de incorporação de novas tecnologias, o baixo nível de acumulação de capital e a persistência de uma estrutura industrial fraca na fabricação de bens de produção, são alguns elementos que explicam a crise da indústria colombiana.

Esta realidade motiva a utilização do esquema analítico proposto por Nicholas Kaldor para a compreensão do processo de crescimento e desenvolvimento econômico. No centro da

questão está o papel desempenhado pelas atividades com retornos crescentes de escala. Mais especificamente a indústria manufatureira, pois considerar o setor manufatureiro como o “motor” do crescimento econômico é uma característica dos estudos que foram feitos na linha de pesquisa relacionada com a teoria kaldoriana. Graças aos retornos crescentes, que estão presentes na indústria manufatureira, um incremento na produção do setor manufatureiro se traduz em um maior crescimento para a economia.

O conjunto de fatos estilizados apresentados por Kaldor ganharam *status* de Leis na generalização proposta por Thirlwall. A primeira lei afirma que quanto maior seja o crescimento do setor manufatureiro, maior será a taxa de crescimento do PIB. A segunda lei diz que quanto maior o crescimento da produção do setor manufatureiro, maior o crescimento da produtividade nesse setor. De acordo com a terceira lei, quanto maior a taxa de crescimento das manufaturas, maior será a taxa de crescimento da produtividade total da economia.

O esquema analítico kaldoriano tem sido muito utilizado em trabalhos que buscam estabelecer os determinantes do crescimento econômico em países desenvolvidos. No entanto, poucos trabalhos foram realizados para analisar países em desenvolvimento. No caso da Colômbia, não existem muitos estudos que usaram o referencial teórico de Kaldor. Nesse sentido, nenhum trabalho foi identificado que analisasse o período de tempo compreendido desde a segunda metade dos anos setenta até a primeira década do século XXI e que, além disso, avaliaram as proposições Kaldorianas de forma separada para as décadas de 1980, 1990 e nos anos 2000. É esta lacuna que o presente trabalho pretende ajudar a suprir. Assim, o objetivo deste trabalho é testar para a economia colombiana as leis do desenvolvimento econômico endógeno de Kaldor no período de 1975 – 2010.

A justificativa principal deste trabalho se relaciona então, com a utilização de um arcabouço teórico que pretendeu oferecer explicações sobre os determinantes do crescimento, em especial sobre as implicações dos diferenciais nas taxas em que este ocorre em países desenvolvidos, mas que também tem sido aplicado na análise de países em desenvolvimento como é o caso da Colômbia.

O trabalho foi estruturado em 3 capítulos além dessa Introdução. O primeiro capítulo apresenta uma revisão conceitual das *leis de Kaldor* e do debate em torno a essas proposições. Adicionalmente se apresenta um conjunto de trabalhos que procuraram encontrar evidência empírica para os argumentos estabelecidos por Kaldor, tanto em países desenvolvidos como para países em desenvolvimento. Apresentam-se também os estudos que analisaram o modelo kaldoriano de desenvolvimento na Colômbia.

Uma caracterização do processo de industrialização na Colômbia é realizada no capítulo dois. Para isso, na primeira parte se faz uma breve retrospectiva histórica desde o início do

processo de industrialização até a primeira metade da década dos setenta. Na segunda são discutidos em uma perspectiva de longo prazo, os aspectos mais relevantes do ciclo de crescimento da indústria manufatureira na Colômbia durante os anos 1975 – 2010. Nesta análise se destacam os aspectos e situações mais importantes dos diferentes cenários da indústria manufatureira durante o período de estudo, ressaltando os fatores que contribuem na explicação do lento crescimento do setor manufatureiro.

No capítulo 3 é apresentado o banco de dados utilizado, a forma de mensuração das variáveis e os testes empíricos para as especificações das *Leis de Kaldor* com sua devida análise. Uma característica especial deste trabalho se relaciona com o nível de rigorosidade empregado para avaliar a consistência estatística das estimações econométricas. Assim, foram aplicados vários testes para corroborar a validade econométrica dos modelos calculados para as especificações kaldorianas. Os testes revelaram a importância do crescimento do setor industrial para o aumento da produção e da produtividade na economia colombiana no período 1975 – 2010.

Finalmente, a última seção reserva-se para as considerações finais do estudo, onde se apresenta uma síntese dos principais pontos discutidos ao longo deste trabalho.

2 AS LEIS DO DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO DE KALDOR: ASPECTOS TEÓRICOS E EVIDÊNCIA EMPÍRICA

No presente capítulo se apresenta em primeiro lugar, as ideias principais sobre desenvolvimento econômico endógeno de Nicholas Kaldor, bem como a discussão e o debate que as sucederam. Em segundo lugar, se realiza um balanço de alguns trabalhos empíricos que buscaram testar a validade e o ajuste das proposições de Kaldor em países ou regiões.

2.1 O ESQUEMA ANALÍTICO DA ABORDAGEM DE NICHOLAS KALDOR

A postura teórica de Nicholas Kaldor tem seu sustento no otimismo derivado do período de desenvolvimento dos países capitalistas nos anos 1950 e 1960 do século passado. Neste período evidenciou-se um acelerado crescimento no nível de emprego, da produção e nos salários reais nas economias desenvolvidas, o que deu sustento à visão keynesiana (da qual se deriva o modelo de Kaldor), sobre o auge do capital.

O modelo de Kaldor (1966) é uma explicação rigorosa da possibilidade teórica de um capitalismo que pode crescer de forma sustentável, autorregulando suas flutuações cíclicas e com uma melhoria na distribuição de renda (ZERMEÑO, 2004, p. 80). As principais contribuições do esquema analítico de Kaldor podem se dividir em duas grandes temáticas.

A primeira é sua proposta de que no longo prazo o crescimento não é determinado unicamente pela oferta, principalmente pela taxa de mudança tecnológica exógena e o crescimento da força de trabalho. A chave para entender o crescimento são os determinantes do componente exógeno do crescimento da demanda de produtos manufaturados. No seu modelo de duas fases e dois setores (economia fechada e economia aberta; manufaturas e agricultura/mineração), Kaldor considerou que no início, é a demanda do setor agrícola a mais relevante na determinação da produtividade e do produto, depois era substituída pelo crescimento das exportações. Este último enfoque foi desenvolvido por Thirwall (1979) no contexto de um modelo de crescimento restrito pelo balanço de pagamentos (MCCOMBIE, 2002, p. 64-65).

Um aspecto importante das ideias de Kaldor (1976) é que o crescimento do setor manufatureiro não é autossustentável e requer do suporte do setor agropecuário. Na opinião de Kaldor a industrialização e o crescimento da produtividade no setor agropecuário estão de mãos dadas e complementam-se entre si. Nesse sentido, na primeira fase da industrialização, o crescimento do excedente agropecuário é a principal fonte de demanda das manufaturas,

assim como a fonte de oferta de trabalho e capital. Consequentemente é a taxa de progresso técnico nas atividades baseadas na terra, que vai determinar a taxa de crescimento do produto manufatureiro.

Numa segunda fase, a demanda de exportações dos produtos industriais cresce mais rápido que a demanda interna do setor agropecuário, devido principalmente à alta elasticidade renda da demanda dos produtos manufaturados (KALDOR, 1978, p. 141 – 142). Assim, o crescimento das exportações vai determinar a taxa de crescimento do produto manufatureiro. Essa taxa de crescimento vai depender da taxa de crescimento da renda mundial e da porcentagem da demanda mundial que é coberta pelas exportações. No entanto, ao considerar o mundo como um sistema fechado, Kaldor (1964, p. 497) considerou que a taxa de crescimento da renda mundial é determinada pela taxa de inovação técnica ou crescimento da produtividade nas atividades que dependem da natureza.

A segunda temática importante do esquema analítico de Kaldor se refere ao conceito de retornos crescentes e sua relação no processo de crescimento económico. De formas diversas, os recentes desenvolvimentos da teoria do crescimento endógeno e os modelos de crescimento *path dependency* fazem referência às ideias desenvolvidas por Kaldor. Para este autor, as fontes dos retornos crescentes estão no nível da fábrica, empresa ou indústria, e podem ser estáticos ou dinâmicos, internos ou externos na sua origem, inclusive podem ser o resultado da concentração espacial da atividade manufatureira (economias de aglomeração) (KALDOR, 1972, p. 1242-1243). Para Kaldor (1966), determinar a presença de retornos crescentes no setor manufatureiro é essencial para demonstrar que a indústria manufatureira é o principal motor de crescimento económico.

Além do apresentado acima, Kaldor criticou (não somente a questão teórica, mas também o realismo dos supostos) o enfoque baseado na perfeita substituíbilidade dos fatores de produção, especialmente o modelo geral de equilíbrio competitivo, a informação perfeita e os mercados completos. Segundo Kaldor, as limitações desse enfoque obedecem principalmente ao fato de desconsiderar os retornos crescentes de escala (com suas diversas formas e implicações); as restrições ao crescimento derivadas da demanda e a natureza essencialmente endógena do progresso técnico. Na opinião de Kaldor, essas limitações são problemas muito complicados que não permitem usar o enfoque da perfeita substituíbilidade dos fatores para analisar as causas do desenvolvimento (KALDOR, 1972, 1975, 1985).

Assim, baseado num conjunto de fatos estilizados, Kaldor desenvolveu um modelo de carácter circular que procura explicar a natureza e os elementos que conduzem ao crescimento e ao progresso económico dos países capitalistas; esse modelo foi chamado pela literatura

especializada como as “*Leis do desenvolvimento econômico endógeno*”. Desse modo, Kaldor conseguiu entrelaçar os conceitos de progresso técnico endógeno e economias de escala, para tentar explicar a permanência e a amplitude do hiato no crescimento econômico dos países. Em seus artigos escritos nas décadas de 1960 e 1980, Kaldor considera o setor industrial como o motor de crescimento econômico, pois é o único que apresenta retornos crescentes de escala. Suas leis se referem aos efeitos positivos que gera a expansão do produto manufatureiro no conjunto da economia ao induzir o crescimento do resto de setores e elevar a produtividade em todas as atividades econômicas.

Neste sentido, as *leis de Kaldor* procuram fornecer uma explicação da variação das taxas de crescimento econômico entre os países. Na verdade, essas leis são uma visão alternativa à teoria do crescimento neoclássica. Nos trabalhos onde foram apresentadas, Kaldor pretendeu responder duas questões: a primeira relacionada com o fato da Inglaterra estar apresentando um baixo crescimento (KALDOR, 1976); e as razões pelas quais os países se desenvolvem desigualmente (KALDOR, 1967). As *leis de Kaldor*, podem se sintetizar da seguinte forma (KALDOR, 1966, 1967, 1970, 1976):

2.1.1 Primeira Lei

Há uma forte correlação positiva e direta entre o crescimento manufatureiro e o crescimento do PIB, ou seja, quanto maior o crescimento da indústria manufatureira maior o crescimento do produto. Essa relação não se apresenta em outros setores da economia. Isto pode se expressar formalmente assim:

$$g_y = c + dg_m \quad (1)$$

$$g_{nm} = c + dg_m \quad (2)$$

Onde g_y é a taxa de crescimento do PIB e g_m é a taxa de crescimento do setor manufatureiro. O fato de que na equação (1) g_m seja parte considerável de g_y implica que a correlação entre ambas as variáveis pode ser espúria. Por isso, é preferível fazer o contraste empírico da lei utilizando a equação (2), com a taxa de crescimento do produto não manufatureiro g_{nm} como variável dependente. A primeira lei é válida se nas equações (1) e

(2) o coeficiente d é positivo e estatisticamente significativo, rejeita-se se qualquer uma dessas condições não se cumpre.

Para Thirlwall, uma maior diferença positiva entre a taxa de crescimento da indústria manufatureira e o crescimento do PIB, vai favorecer a taxa de crescimento global da economia. Isto acontece, quando a participação da indústria manufatureira dentro do PIB está aumentando.

[...] a alta correlação entre as duas variáveis não é o simples resultado da produção manufatureira constituir uma grande proporção da produção total. Também deve haver uma associação positiva entre a taxa global de crescimento econômico e o excesso da taxa de crescimento da produção manufatureira sobre a taxa de crescimento da produção não manufatureira (g_{nm}). (THIRLWALL, 1983, p. 348, tradução nossa).

Assim, Thirlwall (1983) confirma outra especificação funcional estabelecida por Kaldor (1967) para validar a importância da relação entre o crescimento do setor manufatureiro e o crescimento da economia em conjunto:

$$g_y = c + d(g_m - g_{nm}) \quad (3)$$

Onde se estabelece que a taxa do crescimento do PIB é uma função da diferença entre a taxa de crescimento do setor manufatureiro e a taxa de crescimento do produto não manufatureiro. Essa relação também permite corrigir os problemas de correlação espúria que possam se apresentar não equação (1).

A explicação fundamental da primeira lei se relaciona com o efeito multiplicador do setor industrial, o qual é produto das altas elasticidades renda da demanda de produtos manufaturados, dos fortes encadeamentos produzidos pelas atividades industriais, e às economias de aprendizado derivadas do avanço da divisão do trabalho e do fortalecimento da especialização, o que é resultado das atividades manufatureiras. “A Primeira Lei (a regressão entre o crescimento do PIB e o produto manufatureiro) tem sido interpretada como uma evidência da importância dos fatores de demanda e do supermultiplicador na determinação da taxa de crescimento do produto total.”. (MCCOMBIE, 1983, p. 423).

Segundo Kaldor, o setor industrial se converte então no “motor de crescimento”, graças a seu dinamismo, a difusão de inovações e aos encadeamentos ao interior do setor anufatureiro e também com outros setores da economia. Nesse sentido, pode-se dizer que numa economia onde o setor industrial apresenta retornos crescentes de escala, as mudanças acontecidas nos processos produtivos (por exemplo, as inovações) vão se difundir de forma

sustentável e acumulativa. Assim, a explicação para as diferentes estruturas de crescimento econômico entre os países, pode-se simplificar identificando e analisando “as respostas da oferta que são resultado das mudanças da demanda, e das respostas de demanda que resultam das mudanças na oferta.” (KALDOR, 1967, p. 6, tradução nossa).

Neste contexto, é importante salientar que para Thirwall,

Os retornos estáticos se relacionam com o tamanho e a escala de produção, e são uma característica na maior parte das indústrias manufatureiras, onde ao duplicar linearmente o equipamento, a superfície se incrementa ao quadrado e o volume ao cubo. As economias dinâmicas referem-se a rendimentos crescentes provocados pelo progresso técnico “induzido”, pelo aprender fazendo, pelas economias externas de produção, etc.. Kaldor se inspirou aqui em Allyn Young (1928), com sua ênfase no crescimento dos retornos como um fenômeno macroeconômico. Devido a que as economias de escala são o resultado do aumento da diferenciação de produtos, de novos processos produtivos, novas indústrias subsidiárias, etc., Young argumenta que estes retornos não podem ser distinguidos facilmente a través dos efeitos das variações no tamanho de uma firma individual ou de uma determinada indústria. As economias de escala e os retornos crescentes se derivam geralmente da expansão industrial, que deve ser considerada como um todo inter-relacionado ou como uma interação entre as atividades. (THIRLWALL, 1983, p. 349, tradução nossa).

No entanto, a simples relação estatística entre g_m e g_y ou entre g_m e g_{nm} ou entre $g_m - g_{nm}$ e g_y não é suficiente para afirmar que o crescimento econômico é dirigido pela demanda. Para isso é necessário estabelecer a relação de causalidade entre as variáveis e descartar outras explicações. Nesse sentido, Ocegueda (2003) argumenta que quando os países pobres estão crescendo mais rápido que os países ricos, pode se encontrar evidência empírica favorável da primeira *lei de Kaldor*. Porém, isto não quer dizer que esse rápido crescimento econômico seja o resultado das forças da demanda, pois pode se explicar, pelo fato de que nos países de baixo nível de renda per capita, o setor manufatureiro apresenta uma maior taxa de crescimento em relação aos outros setores da economia. Pelo contrário, nos países de altos níveis de renda per capita o setor serviços mostra uma maior taxa de crescimento devido que o progresso econômico incrementa a elasticidade renda das atividades do setor serviços em relação à indústria manufatureira.

Assim, os países que apresentam maiores taxas de crescimento são também os que incrementam seu setor manufatureiro, o que é uma característica perfeitamente compatível com a teoria neoclássica do crescimento econômico¹, a qual argumenta que as disparidades nas taxas de crescimento entre os países vão ser determinadas pelo lado da oferta. Por isso, é

¹ McCombie (1982) e Ocegueda (2003) sustentam que os resultados de Kaldor são compatíveis com o enfoque neoclássico, quando na análise é introduzida a hipótese dos diferenciais da elasticidade renda da demanda nos distintos setores da economia. Isto faz parte do esquema analítico da teoria neoclássica.

importante ressaltar que na presença de evidência empírica para a primeira *lei de Kaldor*, o enfoque explicativo para estabelecer as relações de causalidade entre as variáveis, vai depender em grande parte da análise dos dados e da metodologia usada na regressão.

Deste modo, a primeira *lei de Kaldor* se explica pela existência de retornos crescentes a escala estáticos e dinâmicos na indústria manufatureira. Os primeiros se relacionam com o tamanho ótimo da empresa (produção a grande escala), enquanto que os segundos estão associados aos processos de aprendizagem na prática (*learning by doing*) e às economias externas, as quais são produto da especialização industrial. Estes últimos são muito importantes, já que pela sua natureza macroeconômica convertem o setor industrial no motor de crescimento (FEIJÓ, 2002).

2.1.2 Segunda Lei

Existe uma forte relação positiva entre o crescimento da produtividade na indústria manufatureira e a taxa de crescimento do produto manufatureiro. A especificação dessa lei pode se escrever como:

$$p_m = a + bg_m \quad (4)$$

Onde p_m é a taxa de crescimento da produtividade do trabalho manufatureiro, g_m a taxa de crescimento do PIB da indústria manufatureira, a é a taxa autônoma de crescimento da produtividade, e mede os esforços autônomos que direta ou indiretamente influem no crescimento da produtividade (por exemplo, a formação de recursos humanos e as atividades de capacitação). O coeficiente b é chamado de *coeficiente de Verdoorn* (esta segunda lei também é conhecida como *lei de Kaldor – Verdoorn*²) e mede a capacidade estrutural de aprendizado e de difusão do conhecimento, os encadeamentos e as complementariedades da indústria. No entanto, a especificação da equação (4) apresenta problemas já que por definição,

² As considerações iniciais da lei Verdoorn – Kaldor tem sua origem nos argumentos conceituais desenvolvidos pelo economista holandês P.J. Verdoorn, quem foi o primeiro em teorizar sobre a relação estatística entre o crescimento da produção manufatureira e o crescimento da produtividade laboral na indústria manufatureira. Inicialmente, o trabalho de Verdoorn (1949) não recebeu aceitação e reconhecimento imediato pela comunidade acadêmica. Só foi reconhecido em 1966 quando Nicholas Kaldor retomou os argumentos teóricos de Verdoorn e os apresentou na sua palestra inaugural em Cambridge (KALDOR, 1966).

$$p_m = g_m - e_m \quad (5)$$

onde e é a taxa de crescimento do emprego no setor manufatureiro.

Portanto, g aparece nos dois lados da equação, o que causaria uma relação espúria entre as variáveis p e g . Para evitar esse problema, Kaldor fez uma nova especificação da relação estabelecida na equação (4). Substituindo a taxa de crescimento da produtividade do trabalho manufatureiro na equação (4) pela equação (5) chega-se à seguinte expressão funcional,

$$e_m = a^* + b^* g_m \quad (6)$$

Sendo $b^* = 1 - b$ e $a^* = -a$

A interpretação dos resultados empíricos vai depender do valor e a significância estatística dos coeficientes b e b^* . Se $b = 0$ e $b^* = 1$ se descarta a hipótese de retornos crescentes a escala, no entanto se $0 < b$ e $0 < b^* < 1$ permite aceitar essa hipótese³ (OCEGUEDA, 2003, p. 1027).

A segunda *lei de Kaldor* é explicada fundamentalmente pelo processo de aprendizado, o qual se deriva de uma maior divisão e especialização do trabalho, que vem associada à ampliação do mercado e as economias dinâmicas de escala, provenientes da incorporação do progresso técnico e da mecanização das atividades produtivas (CARDONA; ZULUAGA, 2005, p. 30).

Segundo a visão neoclássica, as equações (4) e (6) referem-se à questão de como a produtividade poderia influenciar na produção, através do seu efeito sobre a demanda. No nível microeconômico, um crescimento acima da média da produtividade, tende a ser associado com uma diminuição dos custos relativos, o que leva a uma diminuição dos preços relativos, causando uma mudança na demanda do produto. No entanto, Kaldor (1966)

³ É possível demonstrar que se a equação 3 se deriva de uma função de produção Cobb – Douglas e se assume que o capital e o produto crescem na mesma proporção (o que é consistente com uma razão capital-trabalho constante), se pode obter $b = \frac{(\alpha + \beta - 1)}{\beta}$ e $b^* = \frac{(1 - \alpha)}{\beta}$, sendo α e β as elasticidades produto do capital e do trabalho. Agora, se $b = 0$ e $b^* = 1$ significa que $\alpha + \beta = 1$, o que mostra a presença de retornos constantes de escala; enquanto que $b > 0$ e $0 < b^* < 1$ significa $\alpha + \beta > 1$, ou seja, se apresentam retornos crescentes de escala.

discordou deste argumento, baseando-se no fato de que a correlação entre os preços e a produtividade não é elevada.

No nível macroeconômico segundo a visão neoclássica, a demanda depende da produtividade de várias maneiras. Uma maior produtividade (o que leva a preços mais baixos), junto com uma maior qualidade dos bens, possibilita exportações mais competitivas nos mercados internacionais. O aumento das exportações leva automaticamente, ao aumento da produção industrial, mas também vai permitir o financiamento das importações (principalmente máquinas e equipamentos), necessárias para um maior crescimento da produção nacional, e do desenvolvimento de inovações que vão reiniciar o ciclo através de uma maior produtividade.

Rowthorn (1975) argumenta que, quando há um excesso de oferta de mão de obra, se reduz o poder de barganha da classe trabalhadora e o aumento da produtividade se traduz em menores custos – não em maiores salários –, aumentando assim os lucros das empresas. Isto lhes permite incrementar seus investimentos e, graças a uma sequência de ajustes, expandir a demanda. Finalmente, o aumento da produtividade da indústria pode estimular a demanda doméstica por bens industriais, já que estes produtos tornam-se mais baratos ou por introduzir novos produtos ao mercado. Quando o capital físico se torna mais barato em relação ao trabalho, existe a tendência a adotar técnicas mais mecanizadas.

Neste sentido, na indústria manufatureira a produtividade tende a crescer rapidamente quanto mais rápido se expandir o produto. Isto quer dizer que o nível de produtividade está mais em função do produto acumulativo que da taxa de produção por unidade de tempo. Para Kaldor ao igual que Young, os retornos crescentes são um fenômeno macroeconômico relacionado com a interação entre a elasticidade da demanda e a oferta de bens manufaturados. Esta forte interação é a que explica a relação positiva entre o crescimento do produto manufatureiro e a produtividade do trabalho (THIRWALL, 1983, p. 346).

Portanto, as economias de escala surgem como resultado da crescente diferenciação, do aparecimento de novos processos e de indústrias subsidiárias; o que não se pode captar observando somente os efeitos da variação do tamanho de uma empresa individual ou de uma indústria em particular. Young (1928, p. 538) argumenta que graças à extensão da divisão do trabalho, tanto a empresa representativa como a indústria da qual faz parte, perdem a sua identidade.

No entanto, Vaciago (1975) considera que a relação entre o crescimento do produto manufatureiro e a produtividade do trabalho é positiva, mas é menos intensa do que a descrita por Kaldor. Isto obedece principalmente a que as economias de escala geradas pela estrutura

industrial de um país ou região não são ilimitadas. Além disso, poderiam surgir deseconomias de escala causadas pela excessiva concentração de atividades industriais, pela pressão salarial dos sindicatos, pela escassez de mão de obra qualificada, pelo aumento de custos ou pelas deficiências da infraestrutura em geral, o que acaba afetando o crescimento da produtividade.

É importante ressaltar que a importância da segunda *lei de Kaldor* é que ela se deriva das bases da noção de causação acumulativa do crescimento económico (MCCOMBIE; THIRLWALL, 1994, p. 167). Na noção kaldoriana, a diferença entre as taxas de crescimento dos países é explicada dentro da visão das teorias de Myrdal de círculos virtuosos, onde ocorrem em forma evolutiva sucesso e fracassos (princípio de causação acumulativa) (MCCOMBIE; THIRWALL, 1994, p. 457). Nesse sentido, para McCombie (1983, p. 415, tradução nossa) a *lei Kaldor – Verdoorn*,

[...] constitui o núcleo dos modelos de causação acumulativa, dos quais uma formalização sucinta é a de Dixon e Thirlwall (1975). O crescimento da produção é determinado pelo crescimento das exportações, através do multiplicador do comércio exterior. O crescimento das exportações é uma função da renda mundial e dos preços domésticos e estrangeiros. O crescimento dos preços internos está em função dos salários e da produtividade (através de uma simples política de preços de mercado), e o crescimento da produtividade é uma função do crescimento da produção. Assim, um aumento no crescimento do produto vai levar a um círculo virtuoso, com o conseqüente aumento da produtividade, o qual melhora a competitividade do país e estimula ainda mais o crescimento da produção.

Assim, se existir evidência da *lei de Kaldor - Verdoorn*, ou seja,

[...] se o crescimento do produto determina o crescimento da produtividade, e considerando que o primeiro é sustentável por mudanças no emprego ou na produtividade, então o crescimento da produtividade é maior que o crescimento do emprego. (CALDERÓN; MARTÍNEZ, 2005, p. 6, tradução nossa).

Isto significa a presença de retornos crescentes de escala nas atividades manufatureiras. Fingleton e McCombie (1998) sinalizam que por meio da *segunda lei de Kaldor* é possível capturar os aspectos centrais dos processos de causação acumulativa e demonstrar empiricamente a existência de retornos crescentes no setor manufatureiro.

Nesse contexto, a segunda *lei de Kaldor* estabeleceu uma relação de causalidade entre a taxa de crescimento da produtividade e a taxa de crescimento da produção da indústria manufatureira. Os incrementos da produção, induzidos pela expansão da demanda, vão provocar um aumento da produtividade em setores que apresentem economias de escala dinâmicas. Uma consequência deste argumento é que as taxas de crescimento entre os setores não precisam convergir. Os setores econômicos que apresentem retornos crescentes de escala

vão mostrar sistematicamente um patamar de produtividade mais alto e uma evolução mais dinâmica, conforme a expansão da demanda agregada (FEIJÓ; GONZAGA, 2002).

Um ponto de controvérsia da segunda *lei de Kaldor* tem a ver com a relação de causalidade entre as variáveis. Alguns autores argumentam que essa relação é no sentido contrário, ou seja, do crescimento da produtividade ao crescimento do produto industrial. Outros autores discutem que a relação econométrica de Kaldor é errada, pois a variável explicativa deveria ser o emprego e não a produção. Kaldor (1975) defende seu modelo argumentando que a variável independente é a produção, determinada numa primeira fase de desenvolvimento, pela demanda do setor agrícola e pelas exportações numa fase avançada da industrialização.

Por outro lado, alguns trabalhos tentaram demonstrar que a segunda *lei de Kaldor* é simplesmente uma função de produção mal especificada, mas fracassaram em estabelecer evidência empírica que respalde esse argumento. A conclusão é que a *lei de Kaldor – Verdoorn* explica uma relação de longo prazo entre as taxas de crescimento da produtividade e da produção industrial (CHATTERJI; WICKENS, 1983).

Outra crítica importante feita à segunda *lei de Kaldor* é que não contempla a contribuição do capital nos retornos crescentes de escala. Essa afirmação não é correta se as equações (4) e (6) são derivadas da função de progresso técnico de Kaldor (1957). Essa função se apresenta originalmente como $p_m = \beta_0 + \beta_1 k$, onde p_m é a taxa de crescimento da produtividade do trabalho e k é a taxa de crescimento do estoque de capital. Podem acontecer três situações: $q < k$, $q > k$ e $q = k$, onde q é a taxa de crescimento do produto. Se $q < k$, a razão capital/produto (K/Q) aumenta, a taxa de lucros (L/K) diminui, o que faz que o investimento (I) e k também diminuam. Ao contrário, se $q > k$ K/Q diminui e L/K, I e k aumentam. Isto quer dizer que a economia tende a uma situação onde $q = k$ e K/Q permanece constante. Em consequência, pode-se dizer que as equações (4) e (6) fazem parte da função de progresso técnico de Kaldor, assumindo que a relação capital-produto permanece constante, razão pela qual essas equações seriam válidas para o conjunto do sistema econômico, somente no longo prazo (KALDOR, 1957).

Em relação aos trabalhos empíricos que incluíram a contribuição do capital na *lei Kaldor – Verdoorn*, em muitos desses trabalhos se encontrou que o coeficiente do capital não é estatisticamente significativo e, além disso, o sinal do coeficiente foi diferente ao esperado.

Mas, independentemente da proxy utilizada para o capital, os parâmetros da elasticidade de capital estimados para as especificações individuais da Lei de

Verdoorn são, geralmente, não significativos ou têm sinal errado. (BAIRAM, 1987, p. 38, tradução nossa).

O próprio Kaldor (1978) incluiu a relação investimento bruto manufatureiro / PIB como proxy da contribuição do capital. Ele encontrou que não tinha uma influência significativa sobre o *coeficiente de Verdoorn*. Nesse sentido, McCombie argumenta que “for the advanced countries there is evidence that the growth of the capital-output ratio has been negligible over the postwar period” (MCCOMBIE, 1984, p. 270).

Por outro lado, a *segunda lei de Kaldor* tem implícito o pressuposto de que todos os países têm acesso à mesma tecnologia. No entanto, é possível que alguns países estejam tecnologicamente mais atrasados em relação aos outros e, portanto, parte do crescimento da sua produtividade obedece a um fenômeno de *catch – up* tecnológico. Leon-Ledesma (2002) analisa o efeito das diferenças territoriais que o processo de *catch – up* tecnológico pode gerar, especialmente em aqueles países ou regiões que têm maior acesso ao capital externo.

Apesar das inúmeras críticas e as especificações alternativas que têm sido feitas da *lei Kaldor – Verdoorn*, o balanço da literatura revela que os postulados fundamentais da *segunda lei de Kaldor*, não têm sido desvirtuados. Assim, nos anos oitenta do século passado, McCombie (1983, p. 247) concluiu que:

A evidência sobre a importância dos retornos crescente de escala é abundante, seja no nível micro [...] ou no nível macro no sentido de Allyn Young [...] Aumentar os retornos de escala e os excedentes de trabalho juntamente com a transferência intersetorial de trabalho, podem explicar uma proporção substancial do crescimento da produtividade total nos países avançados.

Três coisas precisam ser acrescentadas nesta análise. A primeira é que para Kaldor a relação estabelecida na *lei Kaldor – Verdoorn* é muito mais dinâmica quando são usadas as taxas de variação da produtividade e do produto, em vez de usar essas variáveis em nível. A segunda, é que Kaldor não disse que as especificações estabelecidas na *lei Kaldor – Verdoorn* só podem ser aplicadas na indústria manufatureira; ele disse que a aplicação fora do campo industrial é claramente limitada (KALDOR, 1966, p. 10-66). A terceira, o crescimento é resultado de um processo complexo de interação entre incrementos na demanda induzidos por incrementos na oferta, e de incrementos na oferta gerados como resposta a incrementos na demanda. Desde o ponto de vista da demanda, os determinantes do produto manufatureiro são ao menos três: o consumo, o investimento (interno e externo) e as exportações líquidas. Pelo lado da oferta, os obstáculos podem ser de dois tipos: de mercancias (matérias primas) o de trabalho (KALDOR, 1966, p. 19). Kaldor reconhece que o processo de crescimento é uma

complexa interação entre a oferta e a demanda, mas nos países em desenvolvimento os fatores de demanda agem antes que os fatores de oferta.

Por ultimo, baseados em McCombie e De Ridder (1984), Moraes e Marquetti argumentam que a importância da segunda *lei de Kaldor* obedece principalmente a que:

[...] ela fundamenta um modelo de causação circular e acumulativa no crescimento econômico, tal que o apresentado por Myrdal (1989, p. 315). Kaldor (1989, p. 315) assegura ser o processo de causação circular acumulativa essencial para a compreensão das diversas tendências de desenvolvimento entre as regiões. O crescimento da demanda por produtos industriais é um fator importante na determinação do crescimento das economias. Primeiramente, porque quanto maior for a taxa de crescimento da produção industrial, maior será a taxa de crescimento da produtividade nesse setor. Mas do que isso, o crescimento da produção industrial também influencia o aumento da produtividade nos demais setores da economia. (MORAES; MARQUETTI, 2007, p 229).

Nesse sentido, um fator determinante do crescimento econômico é o aumento da demanda pelos produtos industriais. Isto pode se explicar devido a que uma maior taxa de crescimento do setor industrial se reflete em uma maior taxa de produção na economia. Mas também, se a taxa de crescimento do setor industrial for maior, a taxa de produtividade desse setor vai aumentar. Além disso, o efeito do crescimento da produção industrial vai se refletir no incremento da produtividade nos demais setores econômicos.

Assim, a *lei de Kaldor – Verdoorn* está em linha com a tese de Kaldor de retornos crescentes dentro do setor manufatureiro, os quais têm efeitos diretos no aumento da produtividade, o que leva a reconhecer que o crescimento da demanda impulsiona a taxa de crescimento do produto que existindo rendimentos crescentes, impulsiona a produtividade. Nesse sentido, a segunda *lei de Kaldor* serve como conexão entre a expansão das exportações e os benefícios da produtividade, o que na sua vez gera mais exportações.

2.1.3 Terceira Lei

Quanto mais rápido é o crescimento do produto manufatureiro, mais rápida é a taxa de transferência do trabalho dos setores não manufatureiros à indústria. O crescimento da produtividade total da economia esta associado positivamente ao crescimento do produto e do emprego industrial, e correlacionado negativamente com o crescimento do emprego não manufatureiro. Formalmente, pode-se expressar assim:

$$p_{tot} = c + kg_m - je_{nm} \quad (7)$$

Onde p_{tot} é a taxa de crescimento da produtividade total, g_m a taxa de crescimento do PIB manufatureiro e e_{nm} a taxa de crescimento do emprego nos setores não manufatureiros.

A possível correlação na equação (6) entre a taxa de crescimento da produtividade total e a taxa de crescimento do PIB manufatureiro (o que pode gerar uma relação espúria), levou a Mamgain (1999, p. 298) a propor a seguinte especificação alternativa para solucionar esse problema:

$$p_{nm} = \alpha + kg_m - je_{nm} \quad (8)$$

Onde P_{nm} representa a taxa de crescimento da produtividade nos demais setores da economia, exceto o setor das manufaturas.

A terceira *lei de Kaldor* pode ser explicada a partir de vários processos. Em primeiro lugar, uma expansão da indústria manufatureira incrementa a demanda por mão de obra, tornando a indústria num centro de geração de emprego, que atrai os trabalhadores que estão em situação de desemprego oculto nos setores tradicionais da economia. Nestes setores diminui o emprego, mas o produto não se reduz o que significa um aumento da produtividade do trabalho. Neste sentido, Thirlwall argumenta que enquanto a produção e o emprego industrial se expandir,

[...] o trabalho provem de outros setores que têm desemprego oculto (ou seja, onde não há nenhuma relação entre o emprego e a produção), de modo que a transferência de trabalho para as manufaturas não vai causar uma diminuição na produção desses setores. Além disso, a expansão da indústria irá gerar automaticamente um aumento do estoque de capital empregado na indústria. (THIRLWALL, 1983, p. 349, tradução nossa).

Então, a realocação de recursos subutilizados nos setores de baixa produtividade, nos quais existe um desemprego oculto ou informalidade laboral, permite aumentar a produção sem diminuir a oferta nos outros setores.

Em segundo lugar, a transferência de recursos de setores de baixa produtividade para os de alta produtividade, gera um efeito favorável na produtividade agregada da economia, pois os trabalhadores pouco produtivos de setores tradicionais se convertem em trabalhadores industriais mais produtivos (OCEGUEDA, 2003). Por esta razão, uma rápida taxa de declínio do emprego não manufatureiro vai se refletir no incremento do crescimento da produtividade

não manufatureira (MCCOMBIE, 2002. p. 86-88). Como resultado dos retornos crescentes do setor manufatureiro e do crescimento da produtividade induzida nos setores não manufatureiros, uma rápida taxa de crescimento do produto manufatureiro vai levar ao aumento da taxa de crescimento da produtividade da economia em conjunto⁴.

Embora a simples diferença nas produtividades médias setoriais possam explicar como no processo de industrialização a transferência de mão de obra incrementa a produtividade média da economia, no sentido estrito, a existência de retornos crescentes na manufatura e de retornos decrescentes no resto da economia, mesmo sem ser uma condição necessária, parece uma hipótese plausível para ser considerada no contexto de economias em desenvolvimento. De fato, alguns analistas têm apontado (GOU, 2007), que a existência da estrutura econômica dual que muitas vezes caracteriza aos países em desenvolvimento⁵, parece ser o contexto mais adequado para explicar dinâmicas como as estabelecidas na terceira *lei de Kaldor*. Portanto, essa lei parece ser mais apta de aplicar em economias em desenvolvimento que em economias maduras, onde os hiatos setoriais entre as produtividades médias e marginais são fenômenos sem importância.

Uma crítica forte à terceira *lei de Kaldor* argumenta que essa lei é o resultado de estimar uma identidade contábil mal especificada, o que impossibilita a interpretação dos coeficientes das regressões (MORENO, 2008). No entanto, essa crítica não invalida o argumento de que a produtividade agregada vai aumentar se os trabalhadores das atividades econômicas tradicionais se deslocam à indústria manufatureira (isto vai acontecer sempre que a indústria apresente uma produtividade maior em relação aos outros setores).

Este catálogo de proposições constitui o modelo de crescimento de Kaldor. Pôde-se concluir que uma rápida taxa de crescimento do produto industrial manufatureiro e das exportações, vai estabelecer um processo acumulativo ou círculo virtuoso de crescimento através da ligação entre o crescimento do produto e a produtividade manufatureira. Um país que mantém um crescimento elevado e persistente do produto, tenderá a reduzir seus custos comparativos, o que tornará difícil para outros países estabelecer um volume suficiente de produção e se tornar grandes exportadores.

Através dos benefícios que traz o rápido crescimento manufatureiro, os países se envolvem num processo acumulativo de progresso que vai se refletir no conseqüente

⁴ A maior produtividade na indústria manufatureira, de fato ajuda no incremento do nível de salários (na medida em que o produto desse setor aumenta) e a promover a transferência de mão de obra.

⁵ Economia dual refere-se à coexistência de dois setores econômicos dentro do mesmo espaço, separados por ter diferentes níveis de desenvolvimento, tecnologia e diferentes padrões de demanda. Assim, um setor terá uso intensivo de capital e será tecnologicamente mais avançado, enquanto o outro setor será intensivo no uso de mão de obra e tecnologicamente inferior.

distanciamento relativo de outros países, devido a que os países que crescem primeiro e mais rápido, tem maior chance de manter sua vantagem nas suas exportações (THIRLWALL, 1983, p. 357).

No entanto, Thirwall (2003) argumenta que a hipótese associada às *leis de Kaldor* é incompleta, pois falta ainda explicar qual é a origem dos recursos que possibilitam as decisões de investimento no setor manufatureiro. Num país com baixo nível de renda per capita e com uma economia baseada no setor agrícola, a industrialização não é o resultado do nível de poupança interna, já que o mercado interno não é o suficientemente desenvolvido para financiar os investimentos que precisa um processo de industrialização. Thirwall (2003) sugere que os recursos para financiar a industrialização, vêm de fontes externas e portanto, a industrialização só poderia ser um resultado de economias abertas: as exportações gerariam os excedentes suficientes para financiar investimentos em outros setores. Nesse sentido, Chang (2004) estabelece a necessidade do sistema financeiro e da intervenção do Estado para conduzir esses recursos e para gerar os encadeamentos produtivos com o resto da economia e evitar assim os enclaves exportadores.

Em resumo, as leis de Kaldor justificam a importância do processo de especialização para explicar as diferenças nas taxas de crescimento entre países e regiões. Também proporciona elementos para construir modelos alternativos destacando a presença de dinâmicas acumulativas circulares no processo de desenvolvimento econômico. Regiões ou países que se industrializam podem experimentar círculos virtuosos de crescimento, enquanto as que não se industrializam podem ficar em círculos viciosos de estagnação, o que piora os diferenciais na distribuição de renda. Ainda assim, o argumento mais importante do enfoque de Kaldor relaciona-se com o fato de que é a demanda e não a oferta, a força primária que orienta o crescimento e desenvolvimento econômico (OCEGUEDA, 2003, p. 1028).

2.2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE AS LEIS DE KALDOR

Desde a publicação dos trabalhos de Kaldor, a literatura existente sobre as *leis de Kaldor* e suas críticas posteriores tem sido numerosa, especialmente no contexto internacional. Na Colômbia, no entanto, há pouca pesquisa realizada usando o esquema teórico kaldoriano. A continuação se resume e apresenta algumas pesquisas relevantes que analisaram e verificaram o ajuste das *leis de Kaldor* para diferentes países em diversos períodos de tempo. Basicamente esses trabalhos se diferenciam em relação à base de dados utilizada, a metodologia empregada, o período de tempo da análise, e a região geográfica.

Kaldor (1966), baseado na sua análise da economia britânica afirmou que as maiores taxas de crescimento econômico estão associadas a maiores taxas de crescimento no setor secundário. Utilizando a metodologia de Mínimos Quadrados Ordinários - MQO, dados de corte transversal para doze países de 1953-1954 a 1963-1964, considerando o crescimento do PIB como variável endógena, e como variável exógena o crescimento das manufaturas; mostrou que entre essas duas variáveis há uma relação positiva, com um coeficiente de regressão de 0,614 e com um bom nível de significância dos estimadores. Esses resultados forneceram evidências a favor da primeira das suas leis.

Do mesmo modo, o resultado de regredir a taxa de crescimento da produtividade contra a taxa de crescimento do produto manufatureiro - equação (4) -, foi um coeficiente estimado de 0,484; e na regressão entre o crescimento do emprego e o crescimento do produto manufatureiro - equação (6) -, o coeficiente calculado foi de 0,516. O que segundo Kaldor era evidência da presença de retornos crescentes na indústria manufatureira.

Vaciago (1975), utilizando a técnica de Mínimos Quadrados Ordinários com dados cross-section para 18 países da OCDE, constatou que, embora houvesse retornos crescentes na indústria manufatureira desses países, estes retornos diminuía ao longo do tempo, e eram muito pequenos nos países menos desenvolvidos (Grécia, Portugal, Espanha e Iugoslávia) e também em aqueles que cresceram mais rapidamente. Basicamente ele calculou o efeito da taxa de crescimento de produção industrial na taxa de crescimento da produtividade do trabalho na indústria manufatureira, usando uma forma funcional semi-logarítmica com dados mensais para os anos 1950 - 1967.

Rowthorn (1975), usando dados cross-section para 42 países no período 1958-1968, estimou uma equação em que a taxa de crescimento da produtividade do trabalho manufatureiro era determinada pela taxa de crescimento do emprego (ele considerou a escassez do emprego, como uma limitante do crescimento nos países desenvolvidos). Seus resultados indicaram que existe evidência de retornos crescentes de escala, se o Japão era incluído na amostra. Se esse país era excluído da mostra, o resultado da estimativa por MQO, do crescimento da produtividade em termos do crescimento do emprego manufatureiro apresenta evidência de retornos constantes de escala.

Para McCombie (1981), a importância das leis de Kaldor é fundamental para entender o processo de crescimento no longo prazo, e as diferenças de crescimento entre países e regiões. Usando um modelo que considera a taxa de crescimento do emprego como variável endógena, e a taxa de crescimento da produção manufatureira como variável exógena, para 12 países da OCDE nos anos 1950-1970, e utilizando a técnica de variáveis instrumentais,

McCombie analisa se a *segunda lei de Kaldor* apresenta problemas de especificação. Suas estimativas não resolverem as diferenças no tipo de retornos de escala, mas encontrou evidências a favor da hipótese da indústria como motor do crescimento econômico.

No entanto, McCombie (1982) encontrou que a primeira *lei de Kaldor* não é tão robusta como ele pensava, porque quando a equação de regressão é estimada corretamente a qualidade do ajuste depende da presença de outliers na mostra. Em relação com a lei de Verdoorn, McCombie evidenciou um paradoxo entre a especificação estática e dinâmica. A especificação estática, usando logaritmos em nível, apresenta retornos constantes e a especificação dinâmica usando as taxas de crescimento, mostra retornos crescentes de escala.

Mais evidências a favor da primeira lei de Kaldor são apresentadas por Thirlwall (1983). Este autor mostra que em países de renda média e baixa em quanto maior seja a diferença entre a taxa de crescimento da produção manufatureira e o crescimento dos outros sectores da economia, maior é o crescimento da produção global. Gomulka (1983), utilizando dados para sete países da Europa Oriental (Alemanha Oriental, Tchecoslováquia, Iugoslávia, Hungria, Polónia, Bulgária e Roménia) no período 1961-1975 encontrou evidência da primeira e segunda *lei de Kaldor*.

Stavrinos (1987) analisou a estabilidade inter-temporal da primeira e segunda *lei de Kaldor* para o Reino Unido. Com séries de tempo trimestrais no período 1960-1984, encontrou uma mudança estrutural estatisticamente significativa na relação proposta por Kaldor entre o crescimento do PIB total e o crescimento da produção industrial, a qual ocorreu durante o segundo trimestre de 1963. Essa mudança estrutural obedeceu principalmente à quebra da relação estabelecida por Thirlwall (1983), entre o crescimento da produção industrial e o crescimento da produção não industrial. O teste de Chow mostrou que outras duas pequenas mudanças aconteceram no quarto trimestre dos anos 1967 e 1979.

Em relação à segunda *lei de Kaldor*, Stavrinos (1987) empregando uma metodologia de variáveis instrumentais, encontrou um significativo enfraquecimento no grau de correlação entre o crescimento da produtividade e o crescimento do produto manufatureiro. Além disso, Stavrinos identificou duas quebras estruturais estatisticamente significativas no quarto trimestre dos anos 1974 e 1979. De acordo com o autor, a instabilidade observada, inicialmente nos parâmetros estimados da *lei Kaldor – Verdoorn* deve ser levada em conta ao estimar e interpretar os coeficientes das regressões em períodos em que há pontos de quebra estrutural.

Utilizando dados para cinco países do Leste Asiático (Indonésia, Malásia, Filipinas, Cingapura e Tailândia) no período 1967-1992, Felipe (1998) estimou a primeira *lei de Kaldor*, usando como variável exógena a diferença entre a taxa de crescimento de produção manufatureira e a taxa de crescimento de produção não manufatureira, e como variável endógena a taxa de crescimento da produção total. Este autor fez uma análise nova de caráter estrutural ao incorporar modelos de dois setores pelo lado da oferta, o que permitiu levar em consideração o efeito de externalidade do setor manufatureiro sobre o resto da economia. Os resultados confirmaram o papel crucial das manufaturas neste grupo de países. Assim, o referido autor conclui que o setor manufatureiro é mais eficiente no uso dos recursos que os outros setores da economia, exceto na Indonésia.

Resultados muito diferentes foram encontrados por Mamgaim (1999), quem usando dados para países recém industrializados constatou que, excetuando a Coreia do Sul, as altas taxas de crescimento nas manufaturas não se tornaram em altas taxas de crescimento da produtividade, especialmente em países como Cingapura, Indonésia, Tailândia e Maurítânia. Na Malásia foi encontrada uma relação negativa. O autor questiona a aplicação das *leis de Kaldor* no contexto da globalização e sugere uma revisão teórica. Embora, Mamgaim encontrou em todos os países analisados, que a taxa de crescimento do setor manufatureiro incrementa as taxas de crescimento dos outros setores da economia. O autor propõe uma nova versão da *lei de Kaldor – Verdoorn*, na qual os incrementos no produto manufatureiro se são gerados em plantas de produção especializadas, vão a aumentar a produtividade. Finalmente, acredita que a terceira *lei de Kaldor*, é a que apresenta maiores erros de especificação, pois confunde a ligação entre salários e produtividade.

Usando dados cross-section para 45 países (principalmente os países em desenvolvimento) no período 1960-1994, Necmi (1999) constatou que a taxa de crescimento da produção manufatureira é exógena como Kaldor tinha apontado. Além disso, demonstrou que as outras leis são perfeitamente aplicáveis ao mundo em desenvolvimento. Principalmente mostrou, que a taxa de crescimento da produção manufatureira causa à taxa de crescimento da produtividade e do emprego. Mais ainda, para a maior parte da sua mostra (exceto a África Subsaariana), um maior crescimento do setor manufatureiro incentiva a taxa de transferência de trabalho desde outros setores às manufaturas, o que aumenta a produtividade global da economia. O autor usou o método de variáveis instrumentais para lidar com problemas associados com a simultaneidade de variáveis e as possibilidades de ter relações espúrias.

Numa análise regional para 12 países europeus no período 1984-1992, Pons-Novell e Vilamoura-Marsal (1999) constataram que apenas a segunda e terceira *leis de Kaldor* têm validade nos países considerados. A primeira lei só é válida se considerar a relação entre a taxa de crescimento da produção total e a taxa de crescimento do setor manufatureiro, mas essa relação apresenta problema de endogeneidade. Também analisaram se a distribuição espacial das variáveis é aleatória ou se ela responde à presença de auto-correlação ou de algum padrão de dependência espacial. Na análise das três leis foi encontrada evidência de autocorrelação espacial. Finalmente consideraram que a *lei de Kaldor - Verdoorn* por si só não é capaz de responder adequadamente às mudanças na produtividade. Os autores consideraram que é necessário levar em conta outros fatores como são: a perda de emprego, difusão tecnológica no nível internacional, diferente especialização produtiva nas unidades territoriais e aumentos de competitividade que obedecem não só a queda nos preços, mas também às melhorias de qualidade e de avanços técnicos.

Wells e Thirlwall (2003) avaliaram o modelo Kaldoriano para uma amostra de 45 países africanos 1980-1996, encontrar provas suficientes da sua validade. O crescimento do PIB parece estar fortemente associado com o crescimento do setor industrial, e não com o setor serviços, comércio ou agricultura. Essa análise kaldoriana mostra a necessidade urgente de reestruturar o perfil de produção do continente africano e orientá-lo à indústria, se quiser acelerar o crescimento econômico dessa região. Dada a falta de interdependência entre os mercados dos países africanos, o crescimento da produção e da produtividade depende apenas do que pode fazer cada país e não das possibilidades de comércio entre os países.

No caso mexicano, existem vários estudos que analisaram as leis de Kaldor. Diaz-Bautista (2003), utilizando técnicas de cointegração e dados trimestrais do PIB real total e do PIB industrial da economia mexicana nos anos 1980-2000, mostram que as manufaturas são o motor do crescimento econômico no México. Os resultados destacam a cointegração entre o setor indústria e o conjunto da economia. O teste de Granger mostra que a relação de causalidade vai da produção industrial à produção total.

O trabalho de Ocegueda (2003) através da validade empírica das *leis de Kaldor* pretende explicar o processo de crescimento divergente dos Estados Federados do México no período 1980 – 2000. Assim, o autor pretende estabelecer a importância da especialização no desenvolvimento regional, considerando o efeito que tiveram todos os outros setores produtivos durante esse processo. No período analisado, o autor não encontrou evidência sólida em relação à primeira lei. No entanto, se demonstrou que as atividades manufatureiras apresentavam retornos crescentes de escala de caráter dinâmico, o que validaria a segunda lei.

Com relação à terceira lei, a evidência mostrou uma forte correlação positiva entre o incremento da produção de manufaturas e o aumento da produtividade do trabalho no conjunto da economia.

De acordo com Seiter (2005), durante a última década do século XX, a economia dos EUA experimentou o maior crescimento econômico desde a Segunda Guerra Mundial. As Tecnologias da Informação e as Comunicações – TIC são vistas como uma das principais razões para este sucesso econômico e ainda é uma questão em aberto em relação a seus efeitos no crescimento e no nível de emprego. Para avaliar este processo Seiter utiliza as *leis de Kaldor*, especialmente a *lei Kaldor - Verdoorn*. Com a simples técnica de mínimos quadrados ordinários e dados do setor não-agrícola da economia dos EUA, encontrou que o *coeficiente de Verdoorn* aumentou na segunda metade da década dos noventa. Assim, é necessário um maior crescimento do produto para manter constante o nível de emprego. Um problema que o autor detecta por meio dos resultados é que, no longo prazo o crescimento econômico vai ser menos intensivo em mão de obra devido ao progresso técnico e aos retornos crescentes de escala. Para Seiter, as ideias de Kaldor sobre o crescimento como um processo de causação cumulativa permanecem, o crescimento não se explica apenas por fatores de oferta, os resultados confirmam a importância da demanda.

Outros dois autores que analisam a economia da informação e o papel das manufaturas por meio de *leis de Kaldor* são Dasgupta e Singh (2005). Eles levam em conta os seguintes fenômenos:

- a) o rápido crescimento dos serviços em relação às manufaturas em muitos países de renda média e baixa, o que, aparentemente, desafia a ideia das manufaturas como motor do crescimento econômico;
- b) o acontecimento de uma "desindustrialização" em alguns países em desenvolvimento com baixos níveis de renda per capita;
- c) a questão do aumento do desemprego no setor formal, que se apresenta até mesmo em países de alto crescimento, como a Índia; e
- d) parcialmente como resultado de (a), tem acontecido uma expansão do setor informal em países em desenvolvimento.

Para testar a validade das *leis de Kaldor* sob este novo cenário da economia mundial, Dasgupta e Singh (2005) usaram três bases de dados:

- a) análise cross-section para 30 países em desenvolvimento no período 1980-2000;
- b) análise cross-section para 29 estados da Índia;

c) estimativas baseadas em informações coletadas do setor industrial organizado e não organizado nos estados da Índia.

Assim, os autores encontraram evidências preliminares que apoiam à primeira lei de Kaldor.

Em um estudo posterior, Dasgupta e Singh (2006) usando novamente uma análise kaldoriana, constataram que a produção manufatureira ainda continua sendo um fator crítico para o desenvolvimento econômico, mas o setor serviços, em especial os serviços relacionados com as tecnologias da informação e as comunicações, também têm uma contribuição positiva, especialmente no caso da Índia.

Chakravarty e Mitra (2009), na sua tentativa de analisar se o setor manufatureiro continua sendo o motor do crescimento econômico usaram uma metodologia baseada em séries temporais, para os diferentes setores da economia da Índia no período 1973 - 2004. A análise utiliza o método de Vetores Autorregressivos – VAR, levando em consideração os resultados da decomposição da variância e a função impulso resposta. Os resultados sugerem que algumas atividades estão crescendo independentemente do setor manufatureiro.

Calderón e Martínez (2005) analisam através da *lei Kaldor – Verdoorn*, o impacto da abertura econômica na indústria manufatureira regional mexicana. A análise é subdividida em três períodos: 1960 – 1980 (substituição de importações), 1985 – 1993 (liberalização comercial e ingresso no GATT), e 1993 – 1998 (abertura total ao investimento estrangeiro; implementação do TLCAN). Os autores estimam a *lei de Kaldor – Verdoorn* na sua versão original, mas também estimam uma especificação alternativa, na qual o crescimento da produtividade depende além da taxa de crescimento do produto, dos salários de eficiência e do nível de especialização da indústria.

Assim, usando uma metodologia de mínimos quadrados ordinários, os autores evidenciam a presença de retornos crescentes de escala na indústria manufatureira regional do México, especialmente a partir do TLCAN. O fato de que o coeficiente de Verdoorn tenha sido mais alto (0,53) com o TLCAN, quer dizer que a abertura comercial e o investimento estrangeiro direto beneficiaram à indústria manufatureira regional mexicana nesse período.

Em relação aos salários de eficiência, essa variável apresenta um sinal positivo, o que se traduz em um efeito positivo direto sobre o crescimento da produtividade regional. Isto é contrario ao argumento teórico apresentado pelos autores, onde o efeito dos salários de eficiência é negativo, pois um incremento nos salários de eficiência vai diminuir a taxa de crescimento do produto. As mudanças observadas na especialização regional da indústria não

têm um efeito relevante sobre o crescimento da produtividade. De fato, segundo os resultados econométricos, a especialização não influencia o comportamento da produtividade industrial.

Por outro lado, Cabezas, Laría e Rama (2011), analisam os aspectos fundamentais das *leis de Kaldor* na evolução da indústria manufatureira argentina no período 1945 – 2002. Os autores usam como metodologia de análise técnicas de series temporais, aplicando-se um Modelo de Correção de Erros (MEC), para avaliar o processo de ajuste no curto prazo.

Os resultados dos testes econométricos mostram que aparentemente as *leis de Kaldor* têm validade na economia argentina no período de estudo. Os autores demonstram que as variáveis usadas na análise co-integram no longo prazo. Além disso, as particularidades políticas acontecidas na Argentina, não conseguiram modificar as relações de causalidade estabelecidas pelas *leis de Kaldor*. No entanto, os resultados dos testes parecem conferir os argumentos de uma industrialização incompleta até metade dos anos setenta, e do fracasso durante os anos noventa da política de consolidação do modelo de abertura e liberalização econômica.

Pereira (2011) testa a validade da segunda *lei de Kaldor* em Portugal para dois períodos 1986 – 1994 e 1994 – 1999. O autor faz uma análise regional para estabelecer a existência ou não de retornos crescentes de escala. Pereira complementa sua análise com estimações econométricas para outros setores da economia (setor primário e de serviços), e para cada uma das indústrias manufatureiras que operam nas regiões portuguesas.

O autor conclui que nos dois períodos de análise (1986 – 1994 e 1995 - 1999), a indústria apresenta maiores retornos crescentes de escala em relação ao setor agrícola e de serviços (no segundo período o setor agrícola apresenta valores demasiado elevados, o que gera suspeitas sobre a validade econômica desses resultados). Os resultados das estimações feitas para cada uma das indústrias manufatureiras mostram que os maiores retornos de escala se apresentam em: indústria de transporte, indústria de alimentos, indústria mineral, indústria de metais, indústria têxtil, indústria química, e indústria de equipamento e produtos elétricos.

Acevedo, Mold e Perez (2009), testam a primeira *lei de Kaldor* para 18 economias de América Latina. Usando uma metodologia de dados em painel, os autores encontraram evidência empírica que respalda a primeira *lei de Kaldor*, ou seja, que o setor manufatureiro é o setor líder do crescimento econômico na América Latina durante o período analisado. Os coeficientes estimados da primeira *lei de Kaldor* são maiores nas economias mais avançadas da região (México e Argentina). Nos países mais pobres esse coeficiente é muito menor (Honduras e Bolívia).

De igual forma Libanio (2006), realiza testes empíricos da primeira e segunda *lei de Kaldor* nas economias da América Latina, no período 1980 – 2006. A modelagem econométrica foi feita usando o método de MQO agrupados, efeitos fixos e painel de efeitos aleatórios. Os resultados dos testes econométricos mostram evidência a favor da hipótese de que as manufaturas são o motor do crescimento económico. Na estimativa da *lei Kaldor – Verdoorn*, o autor usou varias especificações alternativas a fim de lidar com algumas das críticas teóricas e empíricas feitas a essa lei. Os resultados mostram que a *lei Kaldor – Verdoorn* foi confirmada na região, com um *coeficiente de Verdoorn* entre 0,31 e 0,48. Assim, o autor conclui que o crescimento da produtividade parece responder positivamente ao crescimento da produção no setor industrial no período de análise.

Por outro lado, Vera (2011) analisa a evolução do setor industrial manufatureiro na Venezuela nas últimas duas décadas. O autor testa a validade da terceira *lei de Kaldor*, na economia da Venezuela, usando a metodologia de MQO. Os resultados dos testes mostram evidência da terceira *lei de Kaldor*, o que quer dizer, que durante o período de estudo, o crescimento do produto industrial manufatureiro explica o crescimento da produtividade laboral da economia venezolana. No entanto, segundo o autor, a economia da Venezuela apresenta um processo sustentado de desindustrialização, o que abre espaço ao crescimento de outros setores que exibem baixos rendimentos em termos de produtividade.

Carton (2009) testou as proposições do esquema analítico de Kaldor em 11 países que fazem parte da ALADI no período 1980 – 2007. A autora comprovou usando uma metodologia de dados em painel a validade das propostas kaldorianas para caracterizar a dinâmica de crescimento econômico desses países. Como conclusão do estudo se destaca que os testes para países como Argentina, Brasil, Chile, Uruguai e Venezuela mostram a validade da primeira lei de Kaldor, na qual a indústria é o motor de crescimento econômico. Em esses países, as estimações econométricas permitiram aceitar a hipóteses de rendimentos crescentes de escala na indústria, a influência da demanda externa e o multiplicador do comércio. No entanto, em países como Bolívia, Colômbia, Equador, México, Paraguai e Peru, os resultados dos testes não permitem aceitar a hipótese dos rendimentos crescentes de escala na indústria. Isto pode se explicar pela provável perda de dinamismo da competitividade dessas economias. Por ultimo, a autora argumenta uma relação de causalidade de tipo unidirecional, o crescimento do PIB causaria o crescimento da produtividade.

Morais e Marquetti (2007) testam as *Leis de Kaldor* para a economia do estado brasileiro do Rio Grande do Sul no período 1980 – 2000. Os autores fazem uma análise regional e concluem que o período escolhido pode ser considerado como um ponto de

inflexão na trajetória da economia *gaúcha*. Nesse período, a economia do Estado do Rio Grande do Sul interrompeu uma trajetória caracterizada pela relação positiva entre o aumento da produção industrial e o aumento do emprego e na produtividade industrial. Os testes da primeira lei mostram a existência de uma relação entre o crescimento da produção manufatureira e o PIB dos outros setores da economia no período de estudo. O teste da segunda lei ressalta o importante papel da demanda por produtos industriais no incremento da produtividade e no crescimento econômico. Os testes para a terceira Lei evidenciam que o incremento da produção manufatureira eleva a produtividade do resto de setores da economia. Assim, os testes para as *leis de Kaldor* feita pelos autores, revelaram indícios de validade das hipóteses, ressaltando a importância do incremento da produção industrial para o crescimento econômico no Rio Grande do Sul no período 1980 – 2000.

Guimarães (2002) aprofunda o debate a respeito da *segunda lei de Kaldor*, na qual o aumento da produção, influenciado pelo incremento da demanda ou pela oferta não limitada de fatores, leva a economias de escala e tem como resultado o aumento da produtividade do trabalho. O autor testa de forma empírica a validade da segunda *lei de Kaldor* na agricultura e na indústria de transformação brasileira, analisando a relação entre produção, economia de escala e produtividade nesses setores. Guimarães utiliza a metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR). Essa metodologia permite ao autor contornar as controvérsias relacionadas com a especificação funcional de modelos que permitam analisar a relação entre produção e produtividade dos fatores. Estas controvérsias se relacionam principalmente com o problema de endogeneidade nas variáveis e com as pressuposições implícitas nas especificações econométricas. Os resultados mostram evidência de retornos crescentes de escala na indústria brasileira, no que diz respeito ao fator trabalho. Isso permite associar certo dinamismo ao setor industrial, mas não se encontrou uma relação tão forte como em outros países. No caso da agricultura, os testes econométricos mostram uma relação superestimada que, provavelmente, pode se explicar pelas significativas mudanças na composição das atividades preponderantes na agricultura brasileira (por exemplo, a expansão da soja, atividade reconhecida como pouco intensiva em mão-de-obra). No entanto, segundo os resultados econométricos, em algum grau o setor agrícola brasileiro foi beneficiado pela existência de economia de escala.

Em *stricto sensu*, na Colômbia tem sido realizados somente três trabalhos empíricos sobre as *leis de Kaldor*. O primeiro deles é o estudo feito pelo CID (2006) onde analisa as hipóteses de Kaldor (1966) na economia colombiana no período 1976 – 2000. Para o CID, o lento crescimento do PIB na Colômbia, em comparação com os outros países da América

Latina, obedece principalmente a uma acelerada desindustrialização. A Colômbia não aproveitou a possibilidade de consolidar economias dinâmicas de escala e retornos crescentes. Em lugar disso, o país fortaleceu alguns setores primários, que se caracterizam por apresentar retornos decrescentes de escala. Usando uma metodologia de cross – section com as médias das taxas de crescimento para 22 departamentos da Colômbia, se encontrou evidência da primeira *lei de Kaldor*, pois a taxa de crescimento do PIB industrial departamental é significativa ao 1% e o parâmetro tem um valor menor que 1. Segundo esses resultados, a taxa de crescimento do PIB departamental aumenta 5%, se a taxa de crescimento do produto industrial é de 7,2%.

Em relação à segunda *lei de Kaldor*, usando informação sobre emprego, produtividade e produção no nível setorial da indústria manufatureira, se estimaram regressões de corte transversal com as médias do período da mostra. Os resultados foram satisfatórios. A taxa de crescimento do produto industrial é significativa nas duas especificações da *lei Kaldor – Verdoorn*. Além disso, se inclui a taxa de crescimento dos ativos fixos como proxy do incremento no estoque de capital. Os resultados são bons e os coeficientes têm o sinal esperado. O valor do coeficiente da taxa de crescimento do PIB manufatureiro é menor que 1, o que quer dizer, que um aumento do emprego e da produtividade do trabalho, vai incrementar o valor agregado da indústria manufatureira. O cálculo dos retornos de escala apresenta um valor de 2,28, o que evidencia a existência de retornos crescentes de escala.

Moreno (2008) apresenta os fundamentos conceituais e teóricos das leis do desenvolvimento econômico de Kaldor e faz os testes econométricos para a economia Colômbia no período 1975 – 2004. A primeira lei foi estimada com dados departamentais no período 1975 – 2000. Os resultados mostram que existe uma relação positiva entre o crescimento do PIB e a taxa de variação da produção industrial. A segunda lei foi estimada com dados departamentais no período 1981 – 2004. As especificações da segunda lei apresentam bons ajustes econométricos, os sinais dos coeficientes são os esperados e são significativos ao 1%. No entanto, as regressões mostram que a indústria colombiana não apresenta retornos crescentes de escala. Isso contradiz os resultados do estudo feito pelo CID (2006) com dados setoriais, onde não se rejeita a hipótese de retornos crescentes de escala. Moreno (2008) não testa a terceira *lei de Kaldor*, porque para ele essa lei é o resultado de uma identidade cantável mal especificada, o que tira importância às interpretações dos coeficientes das regressões. Para o referido autor, a terceira lei não é mais que uma simples tautologia.

Na sua tese doutoral, Moncayo (2011) analisa desde uma perspectiva de mudança estrutural, o crescimento económico de sete países da América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru e Venezuela), no período 1950 – 2005. O autor testa as *leis de Kaldor* para os sete países da América Latina em conjunto, mas também para a economia colombiana por separado.

Em relação aos sete países da América Latina, a análise dos fatos estilizados e as estimativas econométricas, permitiram estabelecer que, do ponto de vista do modelo kaldoriano de crescimento, na América Latina há duas fases bem diferenciadas. A primeira, entre os anos 1950 – 1977, na qual a indústria manufatureira liderou altas taxas de crescimento global da economia, apresentando retornos crescentes de escala e o dinamismo da produtividade laboral manufatureira induziu aumentos na produtividade laboral dos outros setores econômicos. Na segunda fase, entre os anos 1978 – 2005, a indústria manufatureira torna-se um setor subordinado ao crescimento global da economia, sua dinâmica de crescimento entrou em declínio e arrastou na sua queda o conjunto da economia.

Por outro lado, os testes das *leis de Kaldor* na economia colombiana mostraram resultados semelhantes aos obtidos na análise feita pra os sete países da América Latina no período 1950 - 1978. No entanto, o autor sinala que os testes feitos para os anos 1978 – 2005 são de difícil interpretação, pois correspondem à fase da desindustrialização na Colômbia. Segundo o autor, neste período de tempo, o crescimento global da economia e o crescimento manufatureiro apresentam taxas declinantes. Além disso, a taxa de crescimento do produto manufatureiro é menor que a taxa de crescimento do produto total da economia, o que em termos de Thirlwall dificulta a confirmação das *leis de Kaldor*.

3 CARACTERIZAÇÃO DA INDÚSTRIA MANUFATUREIRA COLOMBIANA NOS PERÍODOS 1930 – 1974 E 1975 – 2010

Neste capítulo se apresenta na primeira parte, uma breve caracterização do início do processo de industrialização na Colômbia. Para isso, analisaremos desde uma perspectiva de longo prazo, o comportamento e evolução de algumas das principais variáveis económicas deste setor (número de empresas industriais, produção da indústria manufatureira, nível de emprego industrial, importações e exportações industriais, financiamento da industrialização, entre outras), durante os anos 1930 e 1974.

Na segunda parte deste capítulo, são discutidos em uma perspectiva de longo prazo, os aspectos mais relevantes do ciclo de crescimento da indústria manufatureira na Colômbia durante os anos 1975 – 2010. Nesta análise se destacam os aspectos e situações mais importantes dos diferentes cenários da indústria manufatureira durante o período de estudo, ressaltando os fatores que contribuem na explicação do lento crescimento do setor manufatureiro. Nesse sentido, são apresentados os elementos macroeconômicos e as características do padrão de inserção internacional do país, os quais contribuíram na criação de um quadro de desaceleração e baixo crescimento. Tendo em conta, que o baixo crescimento não se deve apenas a fatores macroeconômicos, se faz uma análise de alguns fatores estruturais que podem ajudar a explicar o pouco crescimento do setor manufatureiro nas últimas décadas.

3.1 PERÍODO 1930 – 1974

O processo de industrialização na Colômbia é relativamente jovem, considerando que no início do século XX as condições estruturais e sistemáticas da economia, não permitiam o desenvolvimento de uma produção industrial em grande escala dadas as limitações institucionais de infraestrutura, de comunicações e de transporte. Os mercados eram pequenos e isolados, a estrutura de consumo da economia era determinada pelo baixo nível de renda, a falta de um mercado de trabalho e a pouca mão de obra qualificada, entre outros fatores, constituem as barreiras estruturais ao moderno desenvolvimento industrial.

Até o final do século XIX, a indústria existente na Colômbia foi quase de carácter artesanal, com baixo nível de desenvolvimento, produção concentrada em tecidos, porcelana, chapéus, curtume, chocolates, velas, fósforos e cerveja cujas fábricas estavam concentradas principalmente nas cidades de Bogotá e Medellín (Jiménez, 1985, p. 176). Assim, foi evidente

o atraso da indústria colombiana não somente em relação a Inglaterra e os Estados Unidos, mas também com outros países da América Latina como o Brasil, o México e a Argentina. Segundo Brando (2010), nos primeiros anos do século XX, a Colômbia apresenta escassez de indústrias manufatureiras modernas, as quais se caracterizam pela mecanização e concentração física dos recursos, o que resulta em economias intensivas em capital e tecnologia.

Nas três primeiras décadas do século XX, tem lugar uma série de acontecimentos que promovem a criação de uma nascente estrutura industrial. Por exemplo, a existência de uma força de trabalho disponível concentrada nas cidades de Medellín e Bogotá. Esta situação levou à criação de um grande e dinâmico mercado de trabalho. Do mesmo modo, agiu uma entrada importante de recursos financeiros. Por um lado, entre 1922-1926, os Estados Unidos pagaram 25 milhões de dólares pela separação de Panamá, dos quais 60% foi investido na construção de infraestruturas públicas, principalmente no sector dos transportes, o que criou condições muito favoráveis para o desenvolvimento industrial (PACHÓN; RAMÍREZ, 2007, p.214). Estes investimentos em infraestrutura feitos a partir dos anos vinte foram muito importantes na ampliação e integração do mercado interno. Segundo Cuevas (1986), entre 1922 e 1926 a longitude das linhas férreas se incrementou em 50%, entre 1926 e 1930 aumentaram em 80%; uma situação semelhante aconteceu também na construção de rodovias.

Por outro lado, aumentou o fluxo de empréstimos externos para o país através do aumento de capital de giro. Da mesma forma, a reorganização das finanças públicas melhorou a acessibilidade de empréstimos externos, bem como a criação em 1923 do Banco Central (Banco de la República), da Bolsa de Valores de Bogotá em 1928 e de vários bancos particulares durante os anos 1900 - 1930. Isto criou as condições para o desenvolvimento de um sistema monetário e um mercado de capitais, o que favoreceu o desenvolvimento industrial e comercial no país (JIMÉNEZ, 1985).

Pode-se dizer que a partir de 1930 se começa a atingir as condições socioeconômicas básicas para desenvolver um setor industrial formal, no sentido da construção de instalações de produção de alta capacidade e de processos mecânicos e automáticos relativamente complexos que interagiram conhecimento, tecnologia, e gestão empresarial. Este processo de industrialização como veremos, teve um rápido desenvolvimento atingindo níveis únicos na América Latina e continuou até meados dos anos setenta, quando começou a mostrar sinais de estagnação. Apresenta-se a seguir uma análise do comportamento e evolução das principais variáveis do setor industrial manufatureiro da Colômbia, no período 1930 – 1974.

3.1.1 Infraestrutura, estrutura produtiva industrial e atividade econômica

Durante os anos vinte a Colômbia conseguiu desenvolver uma incipiente rede de transportes modernos, o que permitiu aproveitar os primeiros benefícios de uma tardia integração do mercado interno. No entanto, a precária infraestrutura de transporte continuou sendo o principal gargalo ao crescimento econômico do país. As ações feitas para melhorar nesse aspecto foram lentas e limitadas por várias dificuldades, em especial pela complexidade topográfica da Colômbia.

Em 1930 a infraestrutura de transporte se concentrava na rede ferroviária, a qual tinha crescido bastante nos primeiros decênios do século XX, atingindo aproximadamente 2.843 kms (Tabela 1). Desde então, seu crescimento ficou praticamente estagnado, embora continuasse sendo por mais um tempo o principal meio de transporte de carga. Nos anos cinquenta, o transporte ferroviário foi reemplazado pelo transporte por estradas, o qual foi considerado melhor segundo a topografia colombiana. Isto pode-se observar no aumento de estradas após os anos trinta.

Tabela 1. Evolução da infraestrutura em transporte e comunicações na Colômbia 1930 -1974

Anos	Rede Ferroviária (Kms)	Estradas (Kilómetros)				Telefones	
		Pavimentadas		Nacio- nais	Total	Linhas	Linhas por mil habitantes
		Kms	Porcentagem nacionais				
1930	2.843	-	-	-	5.743	-	-
1939	3.156	-	-	-	13.468	41.272	-
1943	3.467	-	-	9.978	16.335	46.939	-
1950	3.526	748	5,61	13.330	-	96.662	8,6
1954	2.986	1.350	9,7	13.898	23.295	154.309	12,1
1960	3.562	3.000	18,8	15.933	36.890	269.550	17,5
1962	3.435	4.700	-	-	-	322.100	19,6
1971	3.468	5.023	25,1	20.017	44.013	619.040	29
1974	3.269	6.856	32,9	20.843	49.770	866.820	37,4

Fonte: Ocampo, J. e Tovar C. (2003, p. 332).

Entre 1930 e 1974 a rede total de estradas (nacionais, departamentais e municipais) cresceu 766,62%, no entanto a qualidade da maior parte desta infraestrutura de transporte não era muito boa. As estradas asfaltadas constituíram sempre uma baixa proporção dentro do total das estradas nacionais. Antes de 1954 menos de 10% das estradas nacionais eram asfaltadas, já em 1974 essa cifra subiu para 33%, proporção que ainda é muito pequena e evidência a baixa qualidade da rede de infraestrutura de rodovias. Mesmo assim, o rápido crescimento da rede vial a partir dos anos trinta, permitiu aproveitar as vantagens de uma

incipiente integração do mercado interno, o qual seria o eixo fundamental do desenvolvimento econômico e da industrialização durante os anos 1930 – 1974. Este processo de integração do mercado interno foi possível também pelo aumento da rede de telecomunicações (telefones). As linhas telefônicas cresceram em 2000% entre os anos 1939 e 1974, passando de 9 a 37 linhas por cada mil habitantes (tabela 1).

Assim, a dinâmica industrial da Colômbia cresceu fortemente após a década dos anos trinta. A tabela 2 mostra informação sobre a quantidade de empresas industriais criadas nos primeiros quarenta anos do século XX. As colunas do lado esquerdo mostram a quantidade de empresas criadas em cada período e as do lado direito sua participação na produção total por setor. A última fila da direita indica o valor da produção (índice, 1901 – 1909 = 100) em preços constantes.

Tabela 2. Criação de empresas industriais na Colômbia 1901 - 1939

CIIU	Número de empresas				Participação porcentual na produção			
	1901-1909	1910-1919	1920-1929	1930-1939	1901-1909	1910-1919	1920-1929	1930-1939
31 Alimentos, bebidas e produtos do fumo	3	10	27	40	67,6	64,8	79	43,1
32 Têxteis e confecções, couros e calçados	1	3	6	20	32	4,2	8,7	21,1
33 Madeira		1		2		0,1		0,1
34 Papel, edição e impressão		6	7	19		25,5	1,3	4,1
35 Químicos	1	3	3	20		0,8	0,2	14,4
36 Minerais não metálicos			4	11			7,8	9,2
37 Ferro, aço, metais não ferrosos e metálicos				1				3,8
38 Máquinas e equipamentos	4	3	4	16	0,4	4,6	0,1	2,4
39 Outras indústrias manufactureras			4	3			2,9	1,8
Total								
Número	8	27	54	132				
Porcentagem					100	100	100	100
Índice, 1901-1909=100					100	145	218	612

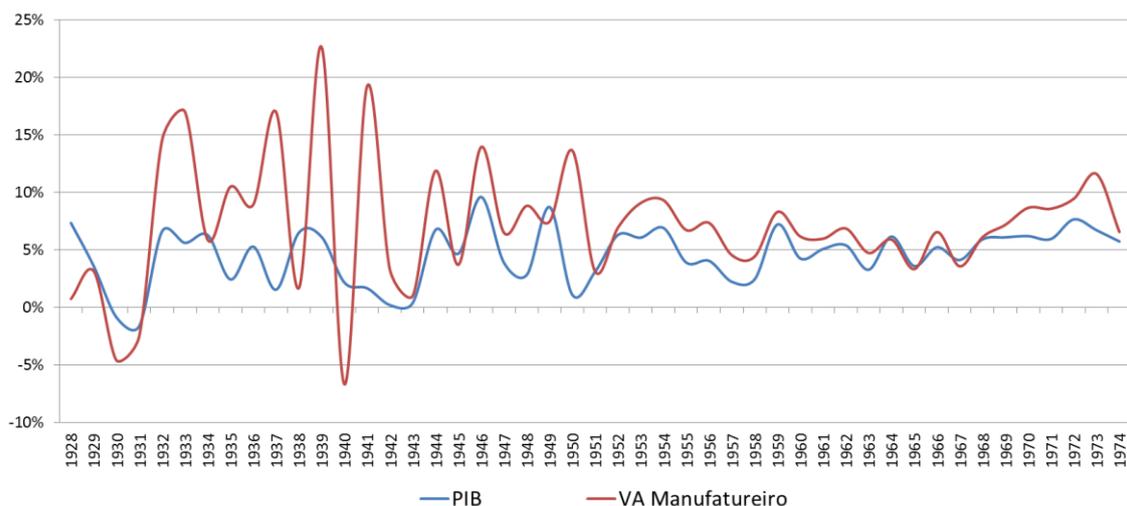
Fonte: Echavarría, J. e Villamizar (2006, p. 4).

Somente foram criadas 8 empresas industriais entre 1901 e 1909, 27 entre 1910 e 1919, 54 entre 1920 e 1929, e entre 1930 e 1939 se criaram 132 empresas, o que equivale ao duplo do período anterior. Se considerar o valor do índice da produção em termos reais (última fila da tabela 2), pode-se observar o forte crescimento que apresentou a produção industrial após a década dos anos trinta. Entre 1901 e 1909 o índice foi 100, entre 1910 e 1919 foi 145, entre 1920 e 1929 foi 218, e entre 1930 e 1939 foi 612.

A produção das empresas criadas entre 1901 e 1939 se concentrou em: alimentos, bebidas e tabaco (especialmente entre 1920 e 1929); têxteis, confecções e produtos de couro (1901 – 1909 e 1930 – 1939) e em papel e imprensa (1910 – 1919). A expansão da indústria química foi muito importante entre 1930 e 1939.

Para Brando (2010) a crise de 1929 trouxe efeitos sobre o preço internacional do café e no fluxo de capitais na economia mundial, o que determinou mudanças importantes na economia e na industrialização da Colômbia. Isto se refletiu numa desaceleração inicial da economia colombiana em 1929, seguida de dois anos de contração econômica (Gráfico 1). Apesar dos efeitos da Grande Depressão de 1929, a década dos trinta foi marcada fortemente pela recuperação industrial. Segundo Echavarría (1999), nesses anos a Colômbia apresentou a maior taxa de crescimento industrial da América Latina e da sua história (8,5% anual). Isso contrasta com a experiência de outros grandes países da região, como a Argentina, o Brasil, o Chile e o México, nos quais aconteceu um forte crescimento industrial nas décadas anteriores aos anos trinta. Além disso, Echavarría (2006) argumenta que em média o crescimento da produção da indústria manufatureira colombiana foi maior que o crescimento do PIB no período 1929 – 1973⁶.

Gráfico 1. Crescimento do PIB e do VA Manufatureiro na Colômbia 1928 - 1974



Fonte: Elaboração própria a partir de DADOS... (2004).

Este desenvolvimento industrial se manifestou na produção doméstica, quando a participação da indústria manufatureira dentro do PIB total subiu de 7,8% em 1925 - 1929 para 17,4% em 1950 – 1954 e para 22,5 % em 1970 – 1974. O ajuste estrutural na produção foi gerado à custa do setor agrícola, que perdeu constantemente participação dentro da atividade econômica da Colômbia. Nos anos 1925 – 1929 o setor agrícola tinha uma participação de 47,7% dentro do PIB, em 1945 – 1949 essa participação baixou para 40,5% e nos anos 1970 – 1974 baixou a 23,9% (Tabela 3).

⁶ Segundo dados de Echavarría (2006), em média durante os anos 1925 – 1973 a indústria manufatureira cresceu 6,65%, enquanto que o PIB cresceu 4,8%.

Tabela 3. Composição da atividade económica da Colômbia (Preços Constantes de 1975)

	1925 - 1929	1930 - 1934	1935 - 1939	1940 - 1944	1945 - 1949	1950 - 1954	1955 - 1959	1960 - 1964	1965 - 1969	1970 - 1974
Agropecuário	47,7	46,2	43,7	37,5	40,5	33,6	31,3	28,9	26,6	23,9
Mineração	3,1	3,5	3,6	3,2	2,8	3,2	3,2	3,1	3	2,3
Indústria	7,8	7,6	10,2	15,7	14,8	17,4	19,4	20,6	21,1	22,5
Construção	3,4	2,1	2,8	4	3,4	2,8	3,4	2,9	3,2	3,6
Comercio	9,6	15	15,1	13,8	11,6	10,4	9,8	9,8	9,9	10,4
Serviços Financeiros	-	-	-	-	-	3,5	4	5	5,6	6,5
Transporte	2,3	1,9	2,8	4,6	4,9	6,6	6,9	6,9	6,9	7,3
Comunicações	0,2	0,2	0,3	0,6	0,5	0,3	0,4	0,5	0,7	0,8
Electricidade, gas e agua	-	-	-	-	-	0,3	0,4	0,6	0,7	0,8
Serviços do governo	7,5	7,6	7,4	7	6,1	7,3	6,9	7,1	7	7,2
Serviços pessoais	18,3	15,8	14	13,7	15,5	7,8	7,6	7,3	7,2	7,3
Aluguel de Moradia	-	-	-	-	-	6,7	6,7	7,3	8	7,5

Fonte: Ocampo, J. e Tovar C. (2003, p. 324)

Desta forma, o processo de industrialização na economia colombiana se manifestou a partir dos anos trinta no incremento contínuo da participação das atividades manufatureiras dentro do PIB. Durante este processo de industrialização a indústria manufatureira experimentou mudanças na estrutura de produção. As principais mudanças na estrutura produtiva se apresentam na tabela 4. Essa tabela divide os diversos setores industriais da Colômbia em três categorias, os “tradicionalistas” (alimentos, tabaco e produção de madeira), os “intermedios” (bebidas, têxteis e confecções, minerais não metálicos e petróleo e seus derivados) e os “tardios” (papel e imprensa, químicos e borracha, metais básicos e metalmeccânica). Assim, desde o ponto de vista da evolução da estrutura produtiva, Ocampo e Tovar (2003) argumentam que o setor manufatureiro da Colômbia apresentou duas fases bem definidas durante os anos 1925 – 1974.

Tabela 4. Composição do PIB Industrial da Colômbia (Preços constantes de 1975)

	1925 - 1929	1930 - 1934	1935 - 1939	1940 - 1944	1945 - 1949	1950 - 1954	1955 - 1959	1960 - 1964	1965 - 1969	1970 - 1974
Setores tradicionais	77,4	76,2	60,8	55,6	51,5	48,4	43	39,9	40,4	34,1
Alimentos	62,8	66,9	52,1	42,6	39,4	37,5	33,6	31,8	33,5	27,8
Produtos do fumo	14,6	9,4	8,7	7,3	7	6,5	5	4,3	4,1	3,7
Madeira e seus produtos	-	-	-	5,8	5,1	4,4	4,4	3,8	2,8	2,5
Sectores intermedios	13,7	16,7	30,5	35,3	37,9	38,4	36,9	37	35,5	36,2
Bebidas	4,2	4,9	8,4	8,5	10,9	12,3	9,6	9,1	8,6	8,7
Têxteis e confecções	5	7,9	15,1	18,9	18,1	16,8	16,9	17,2	16,6	17,2
Petróleo e derivados	1,7	1,6	2,7	2,7	3,5	3,7	4,7	5,3	5,4	5,4
Minerais não metálicos	2,8	2,3	4,4	5,2	5,4	5,6	5,6	5,4	4,9	4,8
Sectores tardios	8,9	7,1	8,7	9	10,6	13,2	20,1	23,1	24,1	29,7
Papel	-	-	-	1,8	2,2	3,1	3,5	4,1	4,7	6,2
Químicos e borracha	7,4	5,7	6,7	5,8	6,4	7,7	8,9	9,2	9,1	10,8
Metálicos de base	1,5	1,3	2	1,5	2	1	5,6	6,6	6,4	6,5
Produtos metálicos, maquinaria e equipamento	-	-	-	-	-	1,4	2,2	3,2	3,8	6,2

Fonte: Ocampo, J. e Tovar C. (2003, p. 335).

A primeira fase vai de 1930 até 1954, e se caracterizou por um crescimento do setor manufatureiro liderado principalmente pela categoria de bens “intermedios”, ou seja, a

indústria têxtil, a produção de bebidas, derivados do petróleo, e minerais não metálicos. No entanto, durante esses anos, as indústrias tradicionais de alimentos, cigarros e madeira, entraram numa longa fase de perda de importância relativa dentro da produção industrial.

Assim, a categoria de “intermedios” na tabela 3, atingiu sua maior participação na produção industrial na primeira metade da década dos cinquenta (38,4%). Durante esses anos, também começou a se incrementar a participação dos setores da categoria de “tardios” (papel, químicos e borracha, metais de base, produção metálica e maquinaria e quipo) dentro da produção industrial da Colômbia.

A segunda fase apresentada por Ocampo e Tovar (2003) vai desde meados dos anos cinquenta até metade dos anos setenta. A característica principal desta fase é o crescimento da categoria de “tardios”, em detrimento da participação das indústrias das categorias de “intermedios” e “tradicionais” dentro da produção industrial da Colômbia. Embora algumas das indústrias da categoria de “tardios” atingiram avanços relativamente comparáveis com outros países de tamanho e renda per-cápita semelhantes, outras não atingiram um bom nível de desenvolvimento, isto pode se observar nos ramos da indústria metalúrgica e metalmeccânica.

3.1.2 Produtividade, fontes do crescimento industrial e acumulação de capital.

O processo de mudança estrutural da produção industrial da Colômbia foi acompanhado de um incremento importante na produtividade, especialmente na laboral. Entre os anos 1929 e 1974, a produtividade laboral da indústria manufatureira se incrementou positivamente, em especial durante os anos 1945 – 1956, quando atingiu em média um crescimento de 4,9% (tabela 5). Este crescimento obedeceu principalmente a um maior uso de maquinaria e equipamento industrial, sobre tudo durante os primeiros dez anos do período da posguerra, quando o incremento na produtividade laboral alcançou as maiores taxas de crescimento.

Tabela 5. Fontes de crescimento do setor industrial colombiano 1925 - 1974

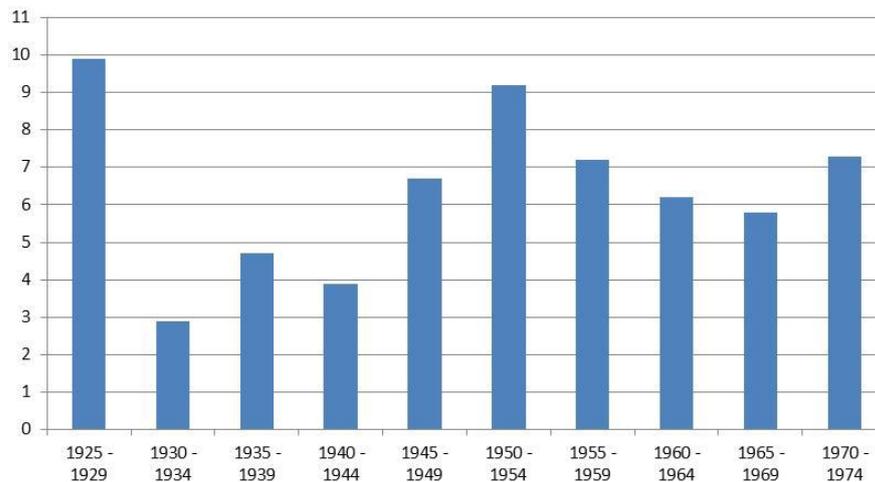
	1925 - 1929	1929 - 1945	1945 - 1956	1956 - 1967	1967 - 1974
Determinantes da oferta					
PIB manufatureiro	4,5	7,8	9,2	6,1	8
Capital	21,2	2,8	11,4	5,4	6,4
Emprego	5,6	3,7	4	3	6,2
Productividade laboral	-1,1	4	4,9	3	1,7
Productividade total	-11,7	-4,7	0,1	1,4	1,6
Determinantes da Demanda					
Total Industrial					
Demanda interna	8,8	4	9,1	3,8	8,1
Substituição de importações	-4,3	3,7	0,2	1,6	-0,2
Exportações	-	0,1	0,3	0,5	0,8
Crescimento Total	4,5	7,8	9,7	5,9	8,7
Indústrias tradicionais e intermedias					
Demanda interna	-	-	-	4	5,6
Substituição de importações	-	-	-	0,8	0,1
Exportações	-	-	-	0,5	0,8
Crescimento Total	-	-	-	5,3	6,5
Indústrias tardias					
Demanda interna	-	-	-	3,6	12,1
Substituição de importações	-	-	-	3,7	0,2
Exportações	-	-	-	0,4	0,7
Crescimento Total	-	-	-	7,7	13

Fonte: Ocampo, J. e Tovar C. (2003, p. 337).

Segundo Ocampo e Tovar (2003) durante os anos de expansão, o crescimento da produção industrial esteve ligado fortemente às variações do ciclo externo. Isto se refletiu não só nos ritmos de crescimento da produção manufatureira, mas também nas fontes de crescimento e nos ritmos de acumulação de capital do setor industrial.

Assim, apos a Crise de 1929 e até o final de Segunda Guerra Mundial, o PIB da indústria manufatureira da Colômbia cresceu em média 7,8%. Esta tendência se incrementou durante a o boom do café nos primeiros deis anos da posguerra, quando as manufaturas cresceram em média 9,2%. Depois diso, a produção manufatureira se desacelerou nos anos de recessão externa, crescendo em média 6,1% entre 1956 e 1967. Finalmente, o setor da indústria manufatureira recuperou sua senda de rápida ascensão, crescendo em média 8,0% entre os anos 1967 – 1974 (tabela 5).

Segundo Brando (2010), o fator determinante do crescimento industrial da Colômbia foi o bom nível das taxas de investimento fixo em maquinaria e quipamento durante os anos 1945 – 1974 (gráfico 2). É verdade que não foram excepcionalmente altas comparadas com as economias do Sudeste Asiático, mas foram as mais altas da Colômbia desde os anos vinte. No periodo 1945 – 1954 o investimento em maquinaria e quipamento como proporção do PIB foi o dupro do periodo da Segunda Guerra Mundial (1939 – 1945), a partir de então essas taxas ficaram entorno de 6% e 7% do PIB.

Gráfico 2. Investimento fixo em maquinaria e equipámento (Proporção do PIB) 1925 - 1974

Fonte: Ocampo, J. e Tovar C. (2003, p. 327).

Direta ou indiretamente, uma grande parte deste investimento se direcionou as manufaturas, as quais apresentaram um alto crescimento durante a pos-guerra. É por isso que os anos de 1945 – 1955 são considerados usualmente como a fase de modernização industrial da Colômbia (OCAMPO; TOVAR, 2003).

Por outro lado, a correlação entre o desenvolvimento industrial e o ciclo externo pode-se observar mais claramente ao considerar os ritmos de acumulação de capital e as fontes de crescimento da demanda. Nesse sentido, devido ao alto investimento feito em importações de bens de capital, o ritmo de acumulação de capital no setor manufatureiro esteve correlacionado de forma procíclica com as variações da capacidade de compra externa da Colômbia. Assim, a acumulação de capital foi muito rápida nos primeiros dez anos após a Segunda Guerra Mundial (em média 11,4%), em menor medida durante os anos 1956 – 1967 (anos de desaceleração externa) e aumento um pouco nos anos 1967 – 1974 (em média 6,4%).

Em relação às fontes de crescimento da demanda, se observa na tabela 5 que ao longo das fases ascendentes do ciclo externo, a demanda interna dinamizou o crescimento industrial. Nos anos anteriores a Crise de 1929, a demanda interna cresceu em média 8,8%, este comportamento aconteceu de novo nos anos 1945 – 1956 (no bom do café da posguerra) com um crescimento em média de 9,1%, e nos anos 1967 – 1974 a demanda interna se incrementou em média 8,1%. Neste último período, é importante ressaltar que o crescimento dos setores industriais “tardíos” (produção de bens com maior valor agregado), é praticamente explicado pelo crescimento da demanda interna (12,1%).

Por sua vez, a substituição de importações apresentou um comportamento contrario a demanda interna, pois teve um papel destacado durante os anos de escassez de divisas. No período 1929 – 1945 cresceu em média 3,7% e no período de desaceleração externa (1956 –

1967) especialmente nos setores “tardíos”, seu crescimento em media foi também de 3,7%. Aliás, entre os anos 1956 e 1967, a metade do crescimento dos setores industriais “tardíos” esteve relacionado à substituição de importações. As exportações desempenharam um papel secundario, embora crescente especialmente nas últimas fases do periodo analizado.

Desta forma, a expansão industrial da Colômbia se apoiou em diversos fatores complementares ao longo do ciclo externo. Segundo Ocampo e Tovar (2003), durante as fases de auge, o dinamismo da demanda interna e as altas taxas de investimento, tiveram um papel muito importante. Durante os anos de crise externa foi a substituição de importações quem teve esse papel protagónico, acelerando assim o ritmo de mudança na estrutura produtiva colombiana.

3.1.3 Emprego, financiamento da indústria, comercio exterior e política cambiaria

A tabela 6 apresenta a evolução do emprego industrial durante os anos 1938 - 1970 e divide o emprego industrial entre o emprego gerado por empresas industriais modernas e o gerado pelo resto da indústria. É importante salientar que nessa estatística, as empresas industriais modernas são aquelas com mais de cinco (5) trabalhadores.

Tabela 6. Evolução do emprego industrial na Colômbia 1938 – 1970

	1938	1951	1964	1970
Emprego industrial (miles)	449	475	669	870
Porcentagem da força laboral total	13,9	11,8	12,5	13,9
Porcentagem da força laboral não agrícola	37,8	26,4	23,6	24,2
Emprego empresas manufactureras "modernas" (miles)	90	186	310	340
Porcentagem da força laboral total	2,8	4,6	5,8	5,5
Porcentagem da força laboral no agrícola	7,6	10,3	11	9,5
Porcentagem da força laboral na industria	20	39,1	46,3	39,2
Emprego <i>cottage shop</i> (miles)	355	289	359	530
Porcentagem da força laboral total	11,1	7,2	6,5	8,5
Porcentagem da força laboral na industria	80	60,9	53,7	60,8

Fonte: Echavarria e Villamizar (2006, p. 9).

A indústria total na Colômbia (moderna e não moderna) empregou no ano 1938 aproximadamente 449 mil trabalhadores e no ano 1970 empregou cerca de 870 mil trabalhadores, o que equivale a um crescimento de 93,76% nesses quarenta anos. Entre os anos 1950 e 1970 se incrementou fortemente a geração de emprego na indústria colombiana.

Igualmente, nesses anos o emprego industrial ganhou participação dentro da força laboral total.

O nível de emprego sempre foi maior nas indústrias não modernas (*cottage shop*). No entanto, entre 1938 e 1951 as indústrias modernas foram responsáveis pelo aumento na geração de empregos no setor manufatureiro colombiano, toda vez que o nível de emprego das indústrias não modernas diminuiu entre esses dois anos (-18,59%). Entre 1951 e 1964, o emprego gerado pelas indústrias modernas continuou incrementandose, assim como sua participação dentro da força laboral industrial e total da economia. Este comportamento não acompanhou o emprego gerado pelas indústrias não modernas, pois a pesar de se incrementar durante os anos 1951 e 1964, perdeu participação dentro da força laboral total e industrial da Colômbia.

Nos anos 1964 e 1970, a situação apresentada acima se revertiu. O nível de emprego gerado pelas empresas manufatureiras modernas cresceu muito pouco (9,68%) e sua participação dentro da força laboral total e industrial diminuiu. No entanto, as indústrias não modernas aumentaram seu nível de emprego em (47,63%) e incrementaram sua proporção dentro do emprego total e industrial (tabela 6).

Por outro lado, segundo Echavarría (1999) na Colômbia no início da industrialização, os empresários industriais contaram com um acervo importante de dinheiro representado em terras urbanas e ativos líquidos. Isto permitiu o surgimento das primeiras empresas industriais, depois disso as firmas se financiaram principalmente com o reinvestimento das utilidades obtidas. Assim, as utilidades representaram uma alta proporção dos fondos financeiros necesarios para fazer as novas expansões da indústria colombiana.

Nesse sentido, Echavarría (1999) argumenta que aproximadamente o 80% do financiamento necesario da indústria da Colômbia entre os anos 1925 e 1950 veio das utilidades reinvestidas. A tabela 7 apresenta as fontes dos fondos financeiros da indústria no periodo 1950 – 1974. As utilidades não distribuidas desempenharam um papel muito importante na financiamento das atividades industriales entre os anos 1950 e 1974.

Tabela 7. Fontes de financiamento da indústria colombiana 1950 -1974

	Utilidades não distribuidas	Aportes de capital	Empréstimos	Total
1950 - 1954	39,1	33,5	27,4	100
1955 - 1959	41,1	33,1	25,8	100
1960 - 1964	30,1	27,8	42,1	100
1965 - 1969	47,9	9,9	42,2	100
1970 - 1974	46,8	6,5	46,7	100

Fonte: Echavarría e Villamizar (2006, p. 51).

Durante a década dos cinquenta o reinvestimento das utilidades foi a principal fonte de financiamento industrial na Colômbia. A partir de 1960, os empréstimos bancários ganharam importância relativa na financiamento das atividades industriais, incrementandose em 16,4 pontos percentuais no final da década dos sesenta. No entanto, ao longo desses anos os aportes de capital perderam rapidamente participação no financiamento industrial, passando de 33,5% entre 1950 – 1954 a 6,5% entre 1970 – 1974. Isto evidencia uma mudança na estrutura de financiamento da industrialização na Colômbia, que foi acompanhada pelo desenvolvimento e maior participação do sistema financeiro, especialmente durante os anos de escassez de divisas externas (1956 – 1967).

De outro lado, Ocampo (1994) argumenta que ao analisar a relação das exportações e das importações com o produto interno bruto, pode-se conhecer o grau de isolamento de uma economia. Assim, este autor argumenta que uma economia é aberta quando a relação entre essas variáveis é alta, e considera que uma economia é fechada quando essa relação é menor a 15%. La tabela 8 mostra os coeficientes e a composição do comercio exterior da Colômbia entre os anos 1925 e 1974.

Tabela 8. Coeficientes e composição do comercio exterior na Colômbia 1925 - 1974

	1925 - 1929	1930 - 1934	1935 - 1939	1940 - 1944	1945 - 1949	1950 - 1954	1955 - 1959	1960 - 1964	1965 - 1969	1970 - 1974
Coeficientes										
Exportações / PIB	24,0	24,4	24,0	20,4	21,6	19,0	17,8	16,5	15,8	14,9
Importações / PIB	24,1	13,1	15,9	11,2	16,7	21,4	18,4	16,3	15,5	16,8
Composição das exportações										
Café	67,7	60,5	53,6	60,7	72,1	78,7	76,2	68,9	61,0	50,5
Ouro	3,2	7,5	16,7	17,4	5,6	2,7	2,5	2,8	1,7	1,8
Petróleo e aceite	14,7	20,2	19,4	14,3	14,6	13,6	14,3	16,1	13,5	6,9
Matéria prima	14,3	11,7	10,3	7,7	7,7	5,0	7,0	9,1	15,0	19,8
Manufaturas	-	-	-	-	-	-	-	3,1	8,7	21,0
Composição das importações										
Bens de consumo	43,5	47,9	41,6	29,1	23,6	14,6	9,4	7,3	7,9	9,9
Bens intermedios	21,3	28,9	28,9	45,6	33,7	44,4	50,2	45,2	48,0	51,1
Combustível	-	-	-	-	-	4,3	3,2	1,9	0,5	0,4
Ben de capital	32,2	19,8	23,6	19,6	35,7	36,5	36,6	44,0	41,9	38,4
Outros	-	-	-	-	-	0,2	0,6	1,6	1,7	0,2

Fonte: Ocampo, J. e Tovar C. (2003, p. 325).

Pode-se observar, que nos anos 1925 – 1929, a economia colombiana era relativamente aberta (as importações e as exportações correspondiam a 24% do PIB). Entre os anos 1930 e 1974, a economia apresentou periodos progressivos de isolamento, de acordo ao modelo de desenvolvimento da epoca baseado na substituição de importações; o que favoreceu a apropriação de uma demanda interna que estava capturada pela produção externa. Isso se evidencia no comportamento descendente das importações de bens de consumo durante os anos 1930 – 1964.

No geral, as importações apresentaram uma tendência descendente entre os anos 1925 – 1974, mas também aconteceram ciclos associados ao comportamento da capacidade de compra externa do país. As mudanças na composição das importações foram muito importantes durante as primeiras fases da industrialização. Assim, as importações de bens de consumo representavam mais de 47% das compras internacionais da Colômbia nos anos trinta, diminuíram constantemente sua participação até atingir menos do 10% no final dos anos cinquenta. A partir de então a estrutura das importações mudou, como corresponde a um país semi-industrializado, onde a maior parte das compras externas são constituídas por bens intermediários e de capital. A proporção importada de bens intermediários passou de 29% nos anos trinta a mais de 50% na primeira metade dos anos setenta. De igual maneira, a proporção das importações de bens de capital aumentaram de 20% a 38% no mesmo período.

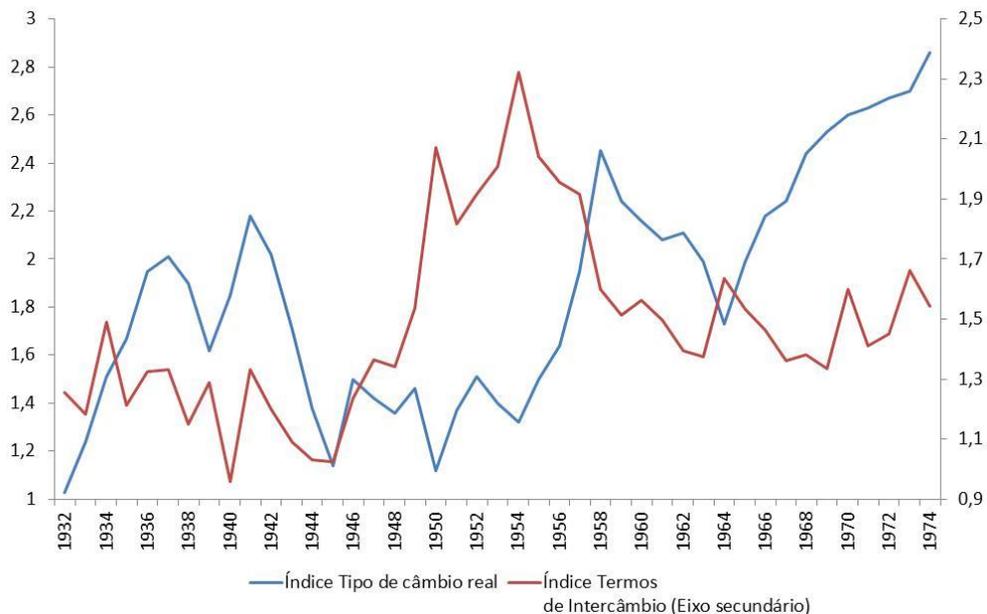
No entanto, em relação às exportações, sua participação dentro da produção nacional foi descendente entre os anos 1925 – 1974, pois passou de 24% a 15% durante esses anos. A maior parte das exportações correspondem ao café, que sempre representou mais de 50% das exportações no período analisado. O resto das exportações foram principalmente do setor mineiro (ouro, petróleo e seus derivados). Não obstante, a partir dos anos sessenta, a Colômbia experimentou uma transformação importante na estrutura das suas exportações. Esta transformação se caracterizou pelo surgimento de exportações agropecuárias e manufatureiras não tradicionais, as quais na primeira metade dos anos setenta representaram aproximadamente o 40% das vendas externas. Isto foi o resultado de uma política pública direcionada explicitamente a diversificar a estrutura exportadora da Colômbia (OCAMPO; TOVAR, 2003).

Por outro lado, a característica principal da política cambial durante o período analisado foi manter sob controle contínuo as transações de divisas. Embora, a rigidez do controle de divisas fosse variável ao longo do tempo (tendo a se intensificar durante os períodos de escassez de divisas, e a suavizar-se nos anos de abundância), somente foi substituído por um tipo de câmbio livre para as entradas de capital entre os anos 1948 e 1967.

Ao longo dos anos 1930 – 1974, a política cambial apresentou três períodos bem diferentes. O primeiro iniciou com uma forte desvalorização cambial entre os anos 1931 – 1934, seguida de 14 anos de tipo de câmbio fixo. No segundo período, entre os anos 1948 e 1967, o governo fez desvalorizações cambiais de forma frequente (cada três a cinco anos) e manteve um regime de câmbio múltiplo. Finalmente, a partir de 1967 o país adotou um sistema de pequenas desvalorizações não prestabelecidas e voltou de novo ao tipo de câmbio único.

Segundo Ocampo e Tovar (2003), além das variações de regime, o tipo de câmbio real teve duas características importantes: uma tendência crescente no longo prazo e um movimento cíclico oposto aos termos de intercâmbio (gráfico 3). A primeira característica favoreceu os esforços de transformação estrutural, em uma economia onde as vantagens comparativas iniciais beneficiavam a produção de poucos produtos primários de exportação. A segunda característica reflete o papel dual que exerceu a política cambial durante o processo de industrialização. Durante os bons do café, o tipo de câmbio foi o instrumento que ajudou a transferir recursos do setor cafeeiro à indústria, barateando o investimento em maquinaria e equipamento e as matérias primas necessárias para a produção dos novos setores industriais. Pelo contrário, durante os períodos de escassez de divisas, o tipo de câmbio estimulou a mudança na estrutura produtiva da Colômbia, especialmente deslocando a demanda interna para os novos setores da substituição de importações.

Gráfico 3. Índice da taxa de câmbio real⁷ e índice de termos de intercâmbio⁸ na Colômbia 1932 – 1974



Fonte: Elaboração própria a partir de DADOS... (2004) e Romero (2005).

⁷ O tipo de câmbio é medido por Romero (2005) assim:

$$ITCR_t = e_t \frac{IPP_F}{IPC_D}$$

Onde: $ITCR_t$ = Índice Taxa de câmbio Real, e_t = Taxa de câmbio nominal, IPP_F = Índice de preços ao produtor dos Estados Unidos e IPC_D = Índice de preços ao consumidor da Colômbia.

⁸ Os termos de intercâmbio foram calculados assim:

$$ITI_t = \frac{IPX_t}{IPM_t}$$

Onde: ITI_t = Índice de Termos de Intercâmbio, IPX_t = Índice de preços, em dólares, das exportações, IPM_t = Índice de preços, em dólares, das importações,

Este comportamento cíclico do tipo de câmbio mudou no final dos anos sessenta, quando (a diferença dos períodos de bonança de divisas) o tipo de câmbio real sofreu uma desvalorização muito forte. O resultado disso foi que o ritmo de acumulação de capital diminuiu e não conseguiu se recuperar aos níveis dos períodos anteriores de bonança (tabela 5). No entanto, esta mudança na dinâmica do tipo de câmbio real foi muito importante para impulsionar as exportações não tradicionais durante os anos 1965 – 1974 (tabela 8).

Neste contexto, pode-se dizer que a política cambial foi um dos principais determinantes do comportamento cíclico que adotou o processo de industrialização na Colômbia até a segunda metade dos anos sessenta. A política cambial foi o instrumento pelo qual, os incentivos de preços gerados ao longo do ciclo cafeeiro, se transmitiram ao conjunto da economia. Esta relação indica que durante os períodos de escassez de divisas, os incentivos à substituição de importações estiveram acompanhados por incentivos orientados para setores de exportação (OCAMPO; TOVAR, 2003).

Assim, a Colômbia atravessou por um período de grandes mudanças entre os anos 1930 – 1974, o que trouxe como resultado um país menos agrário e semi-industrializado. Isto se pode observar na participação da indústria manufatureira na primeira metade dos anos setenta, quando atingiu aproximadamente 25% do PIB, o que foi resultado da mudança na estrutura produtiva colombiana. No setor agropecuário, os programas de apoio não conseguiram sua modernização, pois os processos de tecnificação rural foram muito lentos, seletivos e descontínuos (Romero, 2005). Além disso, se criou um setor industrial pequeno em relação a outros países da região, o qual se concentrou na produção de bens tradicionais com lenta participação na produção de bens modernos intensivos em capital.

O padrão de industrialização aplicado na Colômbia durante os anos 1930 – 1974 criou uma estrutura de incentivos própria, ou seja, as mudanças necessárias nos preços relativos para impulsionar o processo de substituição de importações e incentivar a exportação de bens manufaturados. Segundo Romero (2005, p. 204), esta estrutura de incentivos se converteu em um pesado sistema de proteção, o qual afetou negativamente a acumulação de capital e a diversificação da estrutura produtiva industrial, contribuindo no aumento da dependência tecnológica das importações.

3.2 PERÍODO 1975 – 2010

Desde 1975 até o final do século XX a economia colombiana mostrou uma clara tendência à desindustrialização. Este processo foi caracterizado pela perda relativa de

participação da indústria manufatureira no conjunto da economia. Esta situação se refletiu no nível de alguns indicadores como a criação de empresas, geração de emprego, valor adicionado pela indústria e nas menores taxas de crescimento do setor industrial. As causas imediatas desse fenômeno são procuradas normalmente no processo de globalização e liberalização da economia colombiana desde finais dos anos setenta. O afastamento do Estado da economia, a liberalização comercial e financeira certamente afetou a dinâmica industrial, embora não de forma definitiva. A redução do papel do Estado resultou em uma significativa queda do investimento público, especialmente em meados dos anos oitenta, que não foi compensado por um aumento do investimento privado e, portanto, levou o investimento total a níveis mais baixos e trouxe efeitos sobre a produção. A estrutura oligopolista da indústria protegida com barreiras à entrada permitiu que várias empresas manufatureiras, não respondessem aos novos requerimentos da demanda interna e da concorrência em nível internacional. Os adiamentos sistemáticos nos processos de incorporação de novas tecnologias, o baixo nível de acumulação de capital e a persistência de uma estrutura industrial fraca na fabricação de bens de produção, são alguns elementos que explicam a crise da indústria colombiana. A continuação se apresenta uma análise dos principais indicadores que caracterizaram a evolução da indústria manufatureira colombiana durante o período 1975 – 2010.

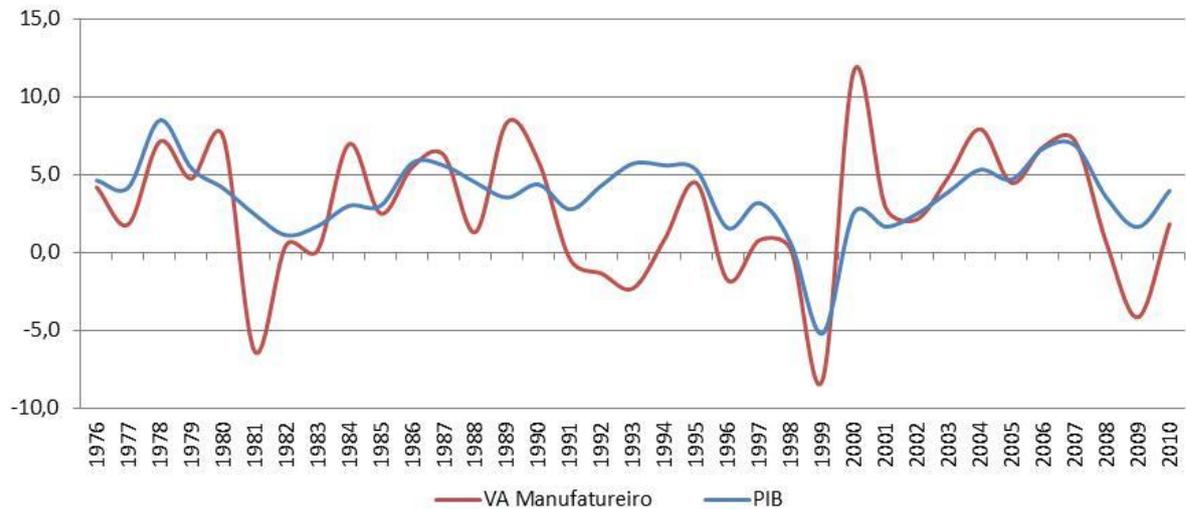
3.2.1 Evolução do ciclo de crescimento industrial

Durante o período de 1975 até 2010, pode-se dizer que a dinâmica de crescimento da produção industrial manufatureira da Colômbia se relaciona com o comportamento do produto agregado da economia e tem acompanhado de perto a evolução dos ciclos econômicos. Nesse sentido, as variações na dinâmica das manufaturas, são mais abruptas em relação às flutuações no ritmo de crescimento do PIB. Assim, os períodos de recessão da economia colombiana, estiveram acompanhados de crises do setor industrial manufatureiro. Mas também, nos períodos de auge, a atividade industrial impulsionou a atividade econômica agregada, e em alguns anos do período em estudo, a produção industrial superou as taxas de crescimento da produção total⁹. No entanto, na maior parte do período a taxa de crescimento do setor industrial manufatureiro foi menor a taxa de crescimento do conjunto da economia (gráfico 4). Isto é uma grande diferença em relação ao período de 1930 – 1974, onde o saldo

⁹ Em 11 dos 35 anos do período em estudo, a taxa de crescimento da indústria manufatureira colombiana foi maior a taxa de crescimento do conjunto da economia, o que corresponde ao 31,4% do total da mostra.

positivo entre as taxas de crescimento do setor manufatureiro e do PIB favoreceu o crescimento global da economia.

Gráfico 4. Taxas de crescimento da Indústria manufatureira e do PIB da Colômbia 1976 - 2010



Fonte: Elaboração própria a partir de CONTAS NACIONAIS... (2014).

Neste contexto, ao analisar a evolução do crescimento da indústria manufatureira na Colômbia nas últimas quatro décadas, podem-se identificar vários ciclos bem definidos de duração e amplitude diferentes, todos eles associados com a volatilidade do produto em geral e com a situação externa. Um primeiro ciclo de crescimento após o bom do café de meados dos anos setenta, seguido de um ciclo recessivo que terminou com a crise da dívida no início dos anos oitenta. A última parte da década dos oitenta foi de ajustes macroeconômicos e uma recuperação moderada, seguida nos primeiros anos da década dos noventa, pela implementação da abertura econômica e em auge da economia. Logo, durante a segunda metade e finais da década dos noventa, a economia colombiana volta novamente a um ciclo recessivo e de baixo crescimento, com culminância no ano 1999, no qual a economia experimentou uma queda de 5,2%. Finalmente, a economia inicia um novo ciclo de crescimento a partir do ano 2000 até o ano 2007, quando o produto começa a apresentar sinais de desaceleração e começa uma nova fase de contração da produção industrial.

Tabela 9. Ciclos do setor manufatureiro e do PIB na Colômbia 1976 - 2010

Ciclo	PIB	Produto Indústria Manufatureira
1976 - 1979	5,69	4,48
1980 - 1983	2,37	0,45
1984 - 1990	4,27	5,26
1991 - 1995	4,75	0,26
1996 - 1999	0,05	-2,24
2000 - 2007	4,29	6,01
2008 - 2010	3,06	-0,57

Fonte: Elaboração própria a partir de CONTAS NACIONAIS... (2014).

O primeiro ciclo vai desde 1976 até 1979, e se caracterizou por apresentar uma fase de crescimento do produto agregado e da produção industrial. Este período de bom crescimento é consequência das políticas comerciais baseadas no controle e as restrições externas que favoreceram o crescimento da produção especialmente em ramos industriais e de exportação. Mas também, este ciclo foi resultado da melhoria dos termos de troca que geraram importantes excedentes de divisas nos setores tradicionais de exportação, especialmente a partir do boom do café que aconteceu neste período. No entanto, no final da década de 1970, a Colômbia começa a experimentar uma tendência de queda no crescimento da economia. Em paralelo, a indústria de manufaturas começa a perder seu papel de liderança e impulsor da taxa de crescimento econômico (característica que se apresenta durante os anos 1930 – 1974, segundo a análise feita na primeira parte deste capítulo). Assim, em média durante este primeiro ciclo, o crescimento da produção manufatureira foi positivo, mas foi menor ao crescimento do produto global da economia (tabela 9).

O segundo período se encaixa no início dos anos oitenta (1980 – 1983), caracterizado por uma forte desaceleração no crescimento econômico e uma contração da atividade industrial. Segundo Ramirez e Núñez (2000), nos primeiros anos da década dos oitenta, a Colômbia enfrentou um período caracterizado por um contexto internacional desfavorável, o que trouxe uma desaceleração na atividade produtiva tanto agregada como industrial. Esta situação, se explica principalmente pelos choques externos negativos gerados pela queda dos termos de troca, após a queda do preço internacional do café e a revalorização da taxa de câmbio. Isto contribuiu para a forte deterioração da conta corrente, que atingiu um déficit de 7,9% do PIB. Além disso, a contração do crédito externo e a instabilidade financeira por causa da crise da dívida, pelo grande endividamento de muitas economias da América Latina,

afetaram o desempenho da atividade industrial e da economia colombiana em conjunto. Desta forma, durante os anos 1980 – 1983 o crescimento do produto global foi em média 2,37%, em tanto que a indústria manufatureira só atingiu em média um crescimento de 0,45%.

O terceiro período do ciclo industrial começa no ano 1984 e termina em 1990. Este período define uma fase de ajuste fiscal, consolidação cambial e aceleração do crescimento econômico. Precisamente, este ciclo começa com uma fase de recuperação econômica, apresentando em média taxas de crescimento econômico maiores ao 4,0%, e aumentos na taxa de crescimento da produção industrial de mais de 5,0% em média para os anos 1985 – 1990. Este bom desempenho da economia colombiana, foi incentivado principalmente por políticas que visaram proporcionar um ambiente macroeconômico favorável à recuperação econômica, frente aos rescaldos da recessão internacional do início da década. Segundo Cotte (2003), durante este período, a Colômbia entra na última etapa do modelo de desenvolvimento Industrial – Exportador, o qual se caracterizou por certo grau de liberalização comercial.

O quarto ciclo se localiza no entre os anos 1991 – 1995. Nesse período a Colômbia experimentou um rápido crescimento do produto global (em média 4,75%), como consequência da combinação de vários fatores: uma forte expansão da demanda doméstica, acompanhada de incrementos nos fluxos de capital e os aumentos acelerados do endividamento privado interno e externo; mas também de uma deterioração da poupança privada, de um crescimento significativo do gasto público e de uma orientação da economia para bens não transacionáveis, com uma revalorização da taxa de câmbio (COTTE, 2003).

Este período marcou o início da liberalização econômica na Colômbia, o que teve como eixo central a redução de tarifas, as quais passaram rapidamente de uma média de 35% a 10%. Ao mesmo tempo, a conta de capitais ficou liberada, o que precipitou um grande fluxo de capitais sob a forma de investimento estrangeiro direto, de portfólio e de privatização de ativos públicos (OCAMPO, 2004).

O modelo de liberalização econômica implementado a partir do ano 1991, gerou efeitos negativos na indústria colombiana. Essa reforma comercial, juntamente com a valorização real da taxa de câmbio, modificou a estrutura de preços relativos e contribuiu na deterioração da competitividade do valor agregado doméstico. Este cenário produziu a deterioração estrutural da produção dos setores transacionáveis em favor dos não-transacionáveis, e gerou um déficit permanente na balança comercial, o qual é explicado por um crescimento mais dinâmico das importações industriais e totais, em relação ao ritmo de crescimento das exportações. Assim, durante os anos 1991 – 1996, a produto da indústria manufatureira colombiana só cresceu em torno da média de 0,26%.

O quinto ciclo é determinado pela grave crise do final do século XX na economia colombiana. Particularmente, entre os anos 1996 e 1999, a Colômbia teve um péssimo desempenho econômico, atingindo uma média de crescimento de 0,05%. Por sua vez, a atividade industrial manufatureira foi negativamente afetada, já que durante estes anos apresentou em média uma taxa de crescimento de -2,24%. Esta crise teve seu ponto máximo no ano 1999, quando a indústria colombiana registrou uma queda de -8,2%, o que evidenciou os graves problemas de ajuste estrutural derivados da implementação da política de abertura e liberalização econômica iniciada em 1991.

Durante os anos 1996 – 1999, a Colômbia apresentou fortes desequilíbrios macroeconômicos, os quais foram resultado da gestão da política econômica, o que diminuiu a margem de manobra das autoridades econômicas e aumentou o nível de exposição da economia aos choques externos. A impossibilidade de financiar um elevado déficit em conta corrente (originado pela suspensão dos fluxos de capitais em 1999) levou a uma diminuição significativa do investimento e do consumo privado, o que resultou em uma forte contração da demanda agregada. Enquanto isso, o grande aumento no gasto público durante os anos anteriores à crise, não permitiu ao governo adiantar uma política anticíclica. A propriedade imobiliária apresentava uma clara bolha especulativa de preços e o sistema financeiro estava fraco, com baixos níveis de capital e poucas provisões, e enfrentando grandes perdas pela crise hipotecária. Neste contexto, o choque externo da crise asiática e da Rússia, gerou uma forte queda de 5,2% do PIB, uma crise financeira e um aumento no nível de desemprego que superou o 20% da População Economicamente Ativa.

O sexto ciclo na evolução do crescimento industrial na Colômbia, faz referência ao desempenho deste setor durante os anos 2000 – 2007. O aprendizado deixado pela forte crise econômica do final dos anos noventa foi o fator determinante, na mudança na direção da política econômica nos primeiros anos do século XXI. Esta fase de recuperação e rápido crescimento é explicada fundamentalmente pelo favorável contexto internacional, o qual teve as seguintes características:

- a) aumento da demanda externa;
- b) melhora nos termos de troca;
- c) abundante financiamento externo;
- d) estabilidade da taxa de câmbio;
- e) estímulo monetário resultante do declínio das taxas de juros;
- f) dinamismo exibido pelas remessas dos trabalhadores externos;
- g) recuperação do investimento privado e;

h) elevada liquidez dos mercados financeiros.

Neste contexto, a economia da Colômbia nos primeiros anos do século XXI, começou um rápido processo de recuperação, atingindo durante os anos 2000 – 2007, em média um crescimento do PIB de 4,3%, e especialmente nos anos 2006 e 2007, registrou uma taxa de crescimento de 6,7% e 6,9% respectivamente. Por sua vez, entre os anos 2000 – 2007, a indústria manufatureira registrou em média uma taxa de crescimento de 6,0%, cifra que evidência uma clara e forte recuperação em relação à década dos noventa, quando a indústria apresentou em média, um crescimento de -0,9%. É importante ressaltar, que os anos com melhor desempenho do setor manufatureiro foram 2000, 2004, 2006 e 2007; nos quais a taxa de crescimento foi de 11,7%, 7,9%, 6,8% e 7,2% respectivamente.

O último ciclo começa no ano 2008, quando acontece uma mudança na tendência de crescimento, caracterizada pela queda dos ritmos de crescimento da produção agregada e da indústria manufatureira. A magnitude da contração foi maior no setor manufatureiro, registrando um crescimento em média de -0,57% durante os anos 2008 - 2010, enquanto a atividade econômica global apresentou nestes anos, uma taxa média de crescimento de 3,06%¹⁰.

A desaceleração da atividade econômica a partir de 2008 se explica fundamentalmente pela intensificação da crise financeira, a qual foi o fator que enfraqueceu a atividade econômica, através da redução da demanda externa e de um menor nível do fluxo das remessas dos trabalhadores. Mas também, convergiu uma série de fatores que contribuíram na desaceleração da atividade produtiva, entre os quais se podem ressaltar os seguintes:

- a) os efeitos da política monetária restritiva, que a partir de 2006 tinha sido projetada para moderar o crescimento excessivo do crédito e da demanda agregada, com a finalidade de conter as pressões inflacionárias;
- b) a apreciação da taxa de câmbio no primeiro semestre de 2008, o que afetou negativamente a produção do setor de bens transacionáveis da economia;
- c) o impacto dos altos preços dos produtos básicos nos custos de produção das empresas e na renda das famílias, o que afetou a produção total e industrial e;
- d) as restrições impostas por alguns parceiros comerciais (a Venezuela e o Equador).

¹⁰ Entre os anos 2011 e 2013, o crescimento do produto total da economia colombiana foi em média de 5,1%, enquanto que o setor da indústria manufatureira apresentou em média um fraco crescimento de 0,87%. Estes resultados obedecem fundamentalmente à agudização dos efeitos da crise financeira internacional de 2008 sobre a demanda internacional e a economia real. No entanto, esses anos não fazem parte do período analisado dentro deste trabalho.

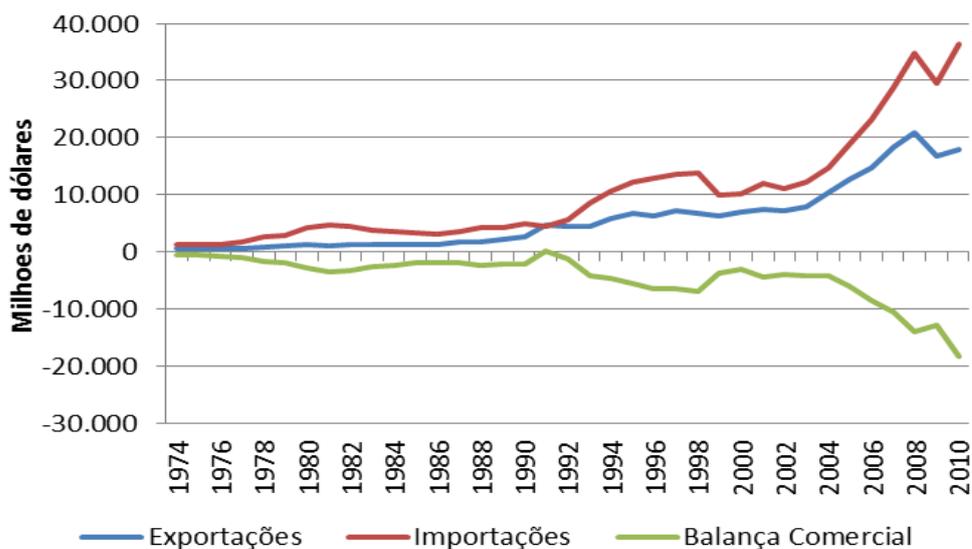
Neste contexto, a crise econômica internacional de 2008 impactou fortemente na indústria manufatureira colombiana, em um momento em que a produção industrial já apresentava sinais de desaceleração, após sete anos de bom crescimento.

3.2.2 Comércio exterior da Indústria Manufatureira

Ao analisar a evolução do comércio exterior da indústria manufatureira colombiana, podem ser identificados vários cenários, nos quais se apresenta um pobre desempenho das exportações industriais e onde as condições de crescimento são enfraquecidas pelo viés da demanda por importações, o que determinou a progressiva deterioração do saldo comercial do setor manufatureiro (Gráfico 5). Nesse sentido, a partir do final dos anos setenta, se identificam cinco períodos no comércio exterior industrial da Colômbia:

A primeira fase, entre 1975 e 1980, pode ser considerada como um período onde começa uma mudança nas políticas de comércio exterior da Colômbia, em favor da liberalização comercial, diminuindo gradualmente a estratégia de substituição de importações. Assim, se avançou na progressiva liberação das importações, através da redução de tarifas e o desmantelamento de algumas barreiras à entrada de produtos importados. Além disso, se estabeleceram restrições às exportações e se reduziram os incentivos para promover os itens de exportação.

Gráfico 5. Comércio exterior da Indústria Manufatureira da Colômbia 1974 -2010



Fonte: Elaboração própria a partir de OBSERVATORIO DE COMPETITIVIDADE... (2014).

Desta forma, as exportações industriais nesse período registraram um desempenho inferior às importações, crescendo a uma taxa média de 11,23%, em comparação com a taxa de crescimento das importações que em média foi de 23,22%, o que trouxe um recorrente déficit na balança comercial. No entanto, no final da década dos setenta, se apresentam importantes incrementos nas exportações, especialmente durante os anos de 1979 e 1980, crescendo 23,68% e 25,87% respectivamente. Este bom comportamento, foi resultado das melhoras nos termos de troca dos produtos básicos, principalmente pelo crescimento do preço internacional do café, que gerou grandes excedentes de divisas na Colômbia. Apesar da recuperação das exportações, a balança comercial manufatureira permaneceu deficitária de forma sistemática durante os anos 1975 – 1980, pois as importações representaram em média 8,86% do PIB, enquanto as exportações representaram somente 3,24% do PIB (Tabela 10).

Tabela 10. Ciclos, taxas médias de crescimento e participação dentro do PIB das exportações e importações industriais da Colômbia, 1975 – 2010.

Ciclo	Exportações	Importações	X %PIB	M %PIB
1975 - 1980	11,23	23,22	3,24	8,86
1981 - 1985	0,77	-4,50	2,35	7,91
1986 - 1991	26,77	5,74	4,10	7,35
1992 - 1999	4,47	12,95	5,95	10,62
2000 - 2007	15,10	14,84	8,32	12,66
2008 - 2010	0,15	9,42	7,53	13,67

Fonte: Elaboração própria a partir de OBSERVATORIO DE COMPETITIVIDADE... (2014).

Um segundo ciclo no comércio exterior da indústria manufatureira colombiana, se apresenta durante a primeira metade da década dos oitenta. Este ciclo se caracterizou pelo forte déficit comercial do setor industrial (mas também da economia em geral) e foi determinado pela conjuntura internacional recessiva e instável derivada dos desequilíbrios macroeconômicos, da crise da dívida externa e pelo declínio do preço internacional do café, o que deteriorou o crescimento da atividade real e industrial da economia colombiana. Durante os anos 1981 – 1985, as exportações apresentaram em média um pequeno crescimento de 0,77%, e se caracterizaram por ter um comportamento muito instável, registrando uma queda de -8,15% em 1981 e crescimentos muito fracos durante os anos 1982 (4,4%), 1983 (2,9%), 1984 (0,1%) e 1985 (4,4%).

Por sua vez, as importações durante esses mesmos anos caíram em média 4,5%, o que é explicado fundamentalmente pelos efeitos no contexto internacional, da crise da dívida da América Latina nos primeiros cinco anos da década dos oitenta. Desta forma, as importações industriais perderam grande parte do impulso que ganharam pela desvalorização cambial e

pela diminuição nas restrições à importação, e apresentaram consecutivamente taxas negativas de crescimento entre os anos 1982 – 1985, especialmente em 1983 quando caíram -13,5 %.

O período de 1986 – 1991 determina o terceiro ciclo do comércio exterior da indústria manufatureira colombiana, no qual acontece uma notória recuperação das exportações e um modesto crescimento das importações. Este período coincide com a retomada do crescimento da atividade industrial e agregada, apesar de que a economia colombiana continuava com a implementação de um modelo de ajuste macroeconômico que não proporcionava as condições para o desenvolvimento da estrutura industrial.

O comportamento das exportações nos anos 1986 – 1991 foi muito positivo, registrando em alguns anos, aumentos acima da taxa de crescimento das importações. Embora estes incrementos possam ser classificados como espúrios, porque foi principalmente o resultado da desvalorização real da moeda colombiana, a fim de atingir uma taxa de câmbio que impulsionara uma maior inserção da produção nacional nos mercados internacionais. Assim, o aumento das exportações não foi produto de um incremento significativo da produtividade, da competitividade produtiva, nem da diversificação da oferta exportável (GARAY, 1998). A desvalorização da taxa de câmbio foi acompanhada de alguns instrumentos de promoção às exportações. A adoção dessas medidas relativas à produção melhoraram o fluxo comercial em alguns setores industriais.

Neste contexto, entre os anos 1986 e 1991 as exportações industriais da Colômbia apresentaram uma taxa média de crescimento de 26,77%, com destaque nos anos 1987, 1989, 1990 e 1991, quando se registraram crescimentos de 29,96%, 21,35%, 21,07% e 79,96% respectivamente. Este bom comportamento das exportações permitiu aumentar a disponibilidade de divisas para importar, pois o país experimentou uma pequena bonança cafeeira a partir de 1986 (CHICA, 1994). Enquanto isso, as importações apresentaram um dinamismo notadamente menor, como consequência da proteção tarifária e da adoção de algumas restrições, como estratégia para reativar o crescimento e estabilizar o ambiente macroeconômico, após os efeitos da crise da dívida. As importações cresceram em média 8,52% entre 1986 – 1990, exibindo notórios incrementos nos anos 1987 (11,77%), 1988 (18,7%) e 1990 (11,94%). No entanto, o saldo da balança comercial industrial foi negativo ao longo deste período, pois as importações representaram em média 7,35% do PIB, enquanto que as exportações só representaram em média 4,10% do PIB (tabela 10).

O quarto ciclo faz referência ao período da abertura econômica na Colômbia, entre os anos 1992 – 1999, onde se apresenta um forte incremento das importações, e um aumento pequeno das exportações. A excessiva disponibilidade de crédito, resultante da liberalização

da conta de capital, o aumento substancial do crédito para consumo, o excessivo gasto público, a crescente dívida pública e privada, a revalorização da taxa de câmbio e em geral a irregular política monetária, criaram as condições favoráveis que permitiram um acelerado crescimento da demanda interna e um notório aumento das importações, o que significou uma deterioração permanente na balança comercial industrial. As importações em média representaram 10,62% do PIB, enquanto as exportações foram em média 5,95% do PIB durante a década dos noventa (tabela 10).

Durante o período 1992 – 1999 as importações apresentaram um comportamento muito volátil. Em média se incrementaram 12,65% nesses anos, atingindo as maiores taxas de crescimento nos anos de 1992 (26,82%), 1993 (54,60%), 1994 (21,37%) e 1995 (16,27%). Isto foi resultado das políticas de liberalização comercial do modelo de abertura econômica implementado no ano 1991. A partir de 1996 o ritmo de crescimento das importações diminuiu paulatinamente até registrar no ano 1999 uma forte queda de -27,08%, a maior nos últimos quarenta anos.

Por sua vez, as exportações da indústria manufatureira entre os anos 1992 e 1999, apresentaram um modesto comportamento, pois em média registraram um crescimento de 4,47%. Nos anos de 1994, 1995 e 1997, as exportações mostraram bons crescimentos, registrando taxas de 30,02%, 13,05% e 14,99% respectivamente. De maneira oposta, em 1996 as exportações industriais mostraram uma queda de -6,11%. Esta situação se aprofundou nos anos 1998 e 1999, quando as exportações de manufaturas caíram -7,43% e -6,80% respectivamente. Isto foi o resultado da crise do modelo de abertura econômica, mas também da crise financeira asiática (1997) e da Rússia (1998).

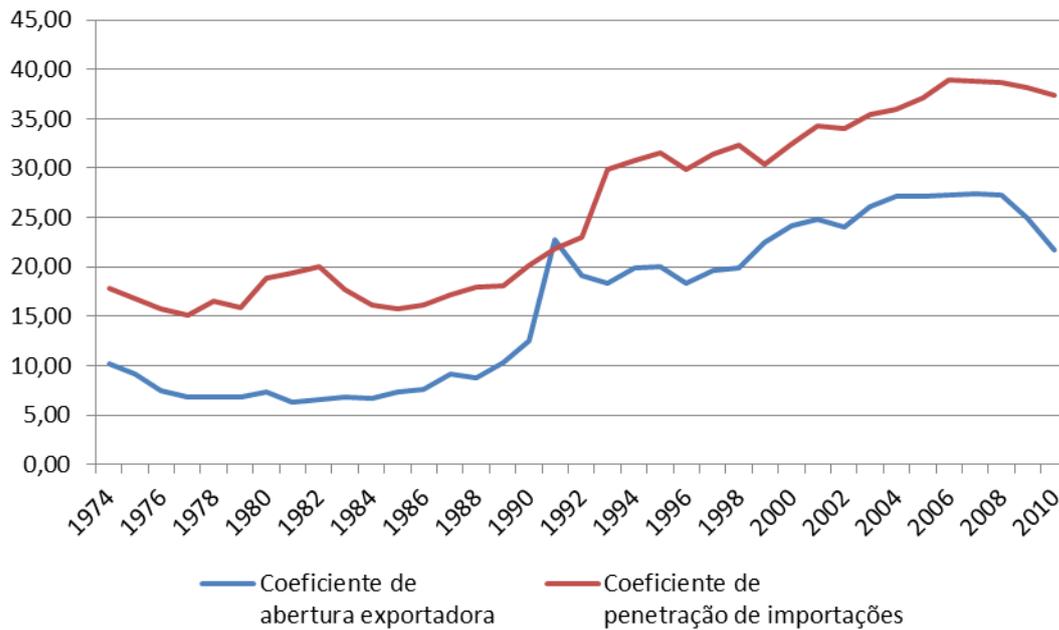
O quinto ciclo do comércio exterior da indústria manufatureira da Colômbia começa nos primeiros anos do século XXI, onde se apresentam as condições favoráveis para impulsionar o crescimento econômico. Graças ao tipo de câmbio e a crescente demanda dos principais sócios comerciais, as exportações industriais contribuíram de forma importante na recuperação econômica durante este período. Assim, o contínuo aumento do gasto de consumo interno, a recuperação do investimento e o maior dinamismo do comércio exterior, forneceram as condições para a reativação da economia.

Durante os anos 2000 – 2007, as exportações industriais manufatureiras cresceram em média 15,10%, e as importações apresentaram uma taxa média de crescimento de 14,84%. Os anos de 2004, 2005, 2006 e 2007, foram muito bons para as exportações, pois registraram incrementos anuais de 31,09%, 21,74%, 15,50% e 26,08% respectivamente. Igualmente, as importações registraram bons crescimentos nos anos 2004 (20,54%), 2005 (27,89%), 2006

(23,70%) e 2007 (24,58%). Além disso, entre os anos 2000 e 2007 as importações aumentaram em média sua participação dentro do PIB (12,66%), enquanto as exportações, apesar de ter aumentado em média sua contribuição dentro do PIB (8,32%), não atingiram o mesmo nível das importações, o que explica a persistente deterioração da balança comercial industrial da Colômbia na primeira década do século XXI (tabela 10).

O último ciclo se relaciona diretamente com a crise financeira internacional de 2008 e seus efeitos na economia colombiana. Devido a recessão econômica nos Estados Unidos, nos países da Zona Euro e a queda da demanda internacional, as exportações industriais da Colômbia diminuíram consideravelmente seu ritmo de crescimento, pois registraram uma variação de 0,15% durante os anos 2008 – 2010. Ao mesmo tempo, as importações, apesar de ter diminuído sua aceleração dos anos anteriores, registraram em média uma taxa de crescimento de 9,43%. Durante esses anos o déficit na balança comercial industrial aumentou, pois as importações aumentaram em média sua participação dentro do PIB (13,67%) e as exportações como proporção do PIB diminuíram para 7,53% (tabela 10).

O gráfico 6 mostra como a dinâmica comercial da indústria manufatureira na Colômbia, desde o final da década dos setenta, se caracterizou pela sua estrutura deficitária, o que foi consequência da baixa capacidade competitiva e do incremento das importações a taxas superiores em relação ao crescimento marginal das exportações. O Coeficiente de Penetração das Importações - CPI, que mede a proporção do mercado interno que é abastecido pelas importações, mostra como a mudança de preços relativos às importações permitiram que estas se incrementassem a um ritmo mais rápido, do que as exportações em todos os ciclos analisados acima. Isto explica a perda de participação da produção nacional industrial no mercado interno e a deterioração sistemática da competitividade do setor industrial manufatureiro. A taxa de penetração das importações tem sido significativamente crescente durante os anos de abertura econômica, o que determinou uma maior dependência externa e o progressivo aumento das compras de mercadorias estrangeiras. Assim, os efeitos da implementação do modelo de liberalização comercial, são sentidos imediatamente no comportamento do comércio exterior da indústria manufatureira, onde a balança comercial deteriora-se afetando setores comercializáveis. Durante os anos noventa, a balança comercial foi altamente deficitária, o que é resultado do excessivo crescimento do CIP durante os anos 1991 – 1999, quando atingiu em média um nível de 29,03%.

Gráfico 6. Coeficientes de abertura exportadora e penetração de importações da Colômbia 1974 – 2010.

Fonte: Elaboração própria a partir de OBSERVATORIO DE COMPETITIVIDADE... (2014).

O Coeficiente de Abertura Exportadora – CAE, que indica a porcentagem da produção industrial que tem como destino o mercado internacional, apresentou uma tendência crescente durante os anos de estudo (1975 – 2010), mas o seu crescimento tem sido sempre menor do que a taxa de penetração de importações.

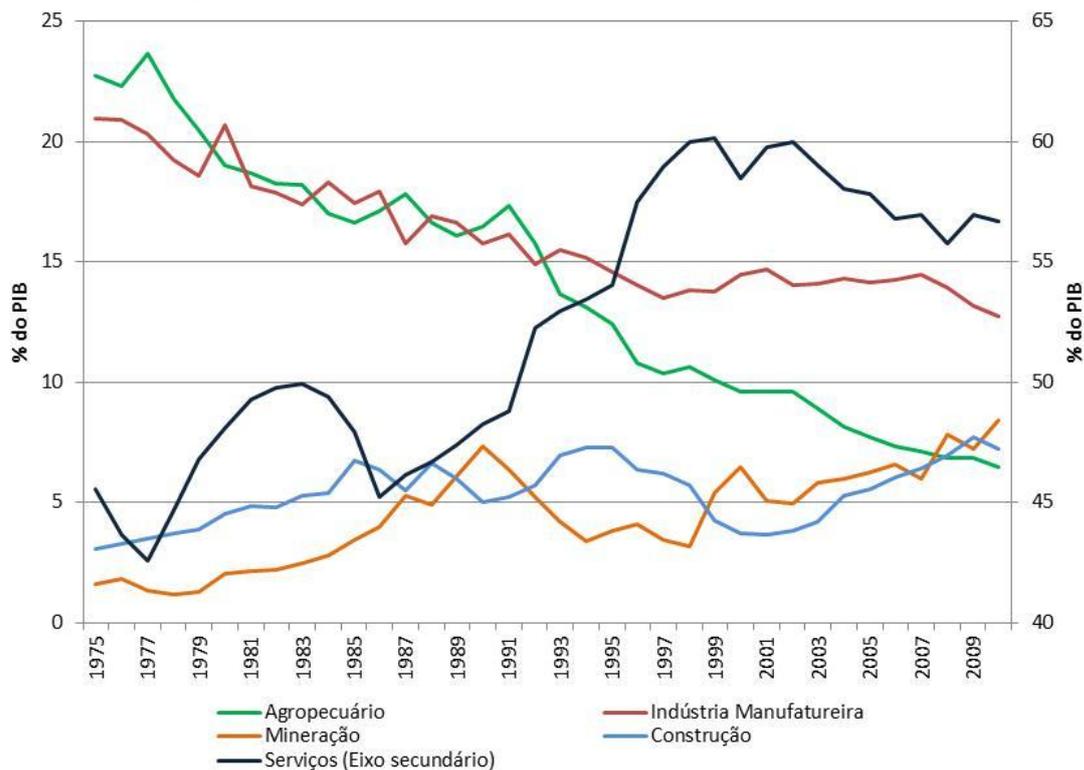
Quatro períodos são claramente identificados no CAE da indústria manufatureira colombiana. O primeiro, entre 1975 e 1990, no qual foi atingido em média um coeficiente de 7,91%, e onde as exportações apresentaram uma taxa de crescimento em média de 9,49%. O segundo período abrange os anos de implementação do modelo de liberalização econômica (1991 – 1999). Durante este período, a média do CAE foi de 20,04%, o que está localizado doze pontos acima da média registrada entre 1975 – 1990, e com uma taxa média anual de crescimento das exportações de 12,85%. Destaca-se o CAE do ano 1991, quando as exportações atingiram uma participação na produção industrial da Colômbia de 22,78%. O terceiro período vai entre 2000 – 2007, onde acontece uma aceleração das exportações da indústria manufatureira e o CAE atinge em média durante esses anos 26,15%, o maior valor para este indicador nas últimas quatro décadas. O maior dinamismo apresentado pelas exportações durante os sete primeiros anos do século XXI possibilitou a recuperação da demanda e o crescimento do mercado interno. O último período faz referência aos anos 2008 – 2010, no qual as exportações se desaceleraram por causa dos efeitos da crise financeira

internacional e da queda da demanda externa. Nestes anos o CAE em média registra uma diminuição de 1,52 pontos, caindo para 24,64%.

3.2.3 Evolução da participação da indústria manufatureira dentro do PIB

É importante ressaltar a importância relativa que a indústria colombiana tem tido dentro da estrutura econômica do país. Decompondo o PIB pelo lado da oferta durante o período 1975 – 2010 pode-se observar que tanto a indústria manufatureira como o setor agrícola diminuíram suas participações dentro da estrutura do produto agregado da economia colombiana. Na década dos noventa, ambos os setores se desaceleraram em relação às décadas anteriores e perderam importância dentro da produção nacional.

Gráfico 7. Participação dos setores econômicos dentro do PIB 1975 - 2010



Fonte: Elaboração própria a partir de CONTAS NACIONAIS... (2014).

O gráfico 7 mostra a evolução da participação do valor agregado dos setores econômicos dentro do PIB e sua tendência no longo prazo. No período analisado, se apresenta uma tendência decrescente na participação do setor agrícola no produto nacional. Da mesma forma, a participação do valor agregado da indústria manufatureira dentro do PIB também é decrescente a partir do final dos anos setenta. Este comportamento em ambos os setores, não

reflete uma mudança na participação da agricultura para a indústria, pelo contrário, essa situação quer dizer que a redução na participação do valor agregado da agricultura dentro do PIB, não é resultado de uma transformação da estrutura produtiva em favor do setor industrial, mas é uma diminuição da participação de ambos os setores em favor dos outros setores da economia (ESGUERRA, 2002).

Tabela 11. Crescimento médio e participação dentro do PIB dos setores produtivos da Colômbia 1975 – 2010.

PIB pelo lado da oferta	1975 - 1979		1980 - 1984		1985 - 1990		1991 - 1995	
	Taxa de crescimento	Participação no PIB						
Agropecuário	4,44	22,19	1,94	18,23	4,25	16,81	2,69	14,47
Indústria Manufatureira	4,48	20,00	1,76	18,49	4,97	16,74	0,26	15,26
Mineração	-5,70	1,46	12,89	2,34	24,78	5,18	3,65	4,61
Construção	2,70	3,49	9,79	4,99	-0,48	6,04	8,77	6,49
Serviços	5,37	44,65	3,44	49,30	-4,25	46,95	5,72	52,31

PIB pelo lado da oferta	1996 - 2000		2001 - 2005		2006 - 2010	
	Taxa de crescimento	Participação no PIB	Taxa de crescimento	Participação no PIB	Taxa de crescimento	Participação no PIB
Agropecuário	-0,06	10,31	3,04	8,80	1,09	6,94
Indústria Manufatureira	0,55	13,94	4,48	14,26	2,46	13,71
Mineração	7,03	4,53	-1,04	5,62	6,97	7,21
Construção	-9,62	5,26	8,75	4,51	6,90	6,87
Serviços	1,41	59,02	3,52	58,92	4,67	56,63

Fonte: Elaboração própria a partir de CONTAS NACIONAIS... (2014).

A tabela 11 apresenta as médias das taxas de crescimento e das participações dentro do PIB para os setores produtivos da economia colombiana, entre os anos 1975 - 2010. Segundo essa informação, é evidente a significativa perda de importância relativa e a desaceleração nos ritmos de crescimento do setor agropecuário e industrial. Isto é o resultado do processo de reestruturação regressiva da produção, que foi iniciado no final da década dos setenta, quando a participação do setor primário dentro do PIB começa a se reduzir de forma importante e sustentada. Assim, o setor agropecuário passou de ter em média uma participação de 22,19% dentro do PIB, e uma taxa de crescimento de 4,44% entre os anos 1975 – 1979, a ter em média uma participação de 6,94% dentro do PIB e uma taxa de crescimento de 1,09% nos anos 2006 – 2010.

Sem dúvida, o setor agrícola também foi uma das atividades econômicas mais afetadas pelo impacto da liberalização comercial dos anos noventa. Durante a primeira metade da década dos noventa, o setor primário apresentou em média um crescimento anual de 2,69% e uma participação dentro do PIB de 14,47%. Na segunda metade dos anos noventa, esses indicadores pioraram, pois a média do crescimento foi de -0,06% e a participação dentro do PIB caiu para 10,31%. A perda de participação do setor agrícola dentro do PIB continuou durante a primeira década do século XXI. Entre os anos 2001 – 2005 a participação em média

foi de 8,80%, e entre os anos 2006 – 2010, foi de 6,94%. Assim, o setor primário enfrenta uma profunda crise de rentabilidade, associada também à revalorização da taxa de câmbio e ao forte aumento das importações de alimentos.

De igual forma, desde o final da década dos setenta, o setor manufatureiro também tem reduzido sistematicamente sua contribuição na estrutura produtiva da economia. Nos anos 1975 – 1979 a participação em média das manufaturas dentro do PIB foi de 20%, entre os anos 1985 – 1990 foi de 16,74%, nos anos 1996 – 2000 foi de 13,94% e entre os anos 2006 – 2010 foi de 13,71%. Além disso, durante a década dos noventa, o setor industrial manufatureiro foi o setor produtivo que mais sofreu os impactos negativos do processo de abertura econômica iniciado no ano 1991. Nos primeiros anos do processo da liberalização comercial (1991 – 1995), a média de crescimento da produção industrial foi de 0,26%, e na segunda metade dos anos noventa (1996 – 2000), as manufaturas só cresceram em média 0,55%. No entanto, durante os primeiros anos do século XXI, se apresenta uma pequena recuperação do setor industrial manufatureiro, atingindo em média uma participação dentro do PIB de 14,26%. Este comportamento, não reflete uma mudança positiva na composição da atividade econômica, de acordo com o padrão de mudança estrutural (ORTIZ; URIBE, 2006), pois nos cinco anos seguintes (2006 – 2010), a participação média das manufaturas dentro do PIB cai para 13,71%.

Enquanto os valores agregados do setor primário e do setor industrial diminuíram, o setor de serviços atingiu uma maior participação no produto total da economia. O setor de serviços produtivos que é representado por atividades como energia, comunicações e transporte, comércio, serviços financeiros, restaurantes e serviços sociais, têm aumentado progressivamente sua participação dentro do PIB a partir da segunda metade da década dos setenta e até mesmo na década dos noventa, com a implementação do modelo de liberalização comercial (de fato, os setores que cresceram mais durante o período da abertura econômica, foram os não transacionáveis). No final dos anos setenta, as atividades de serviços tiveram uma participação média de 44,65% do PIB, enquanto que nos primeiros cinco anos da década dos noventa, essa participação subiu para 52,31%, e nos últimos cinco anos da primeira década do século XXI, os serviços representaram em média 56,63% do PIB.

Nesse sentido, entre os anos 1975 e 2010, o setor serviços ganhou em média 11,98 pontos dentro do PIB, enquanto que as manufaturas e o setor primário perderam em média 6,28 e 15,25 pontos do PIB respectivamente. Assim, durante os últimos 35 anos, o modelo de desenvolvimento na Colômbia mudou, gerando uma transformação da ênfase e da estrutura produtiva do país. A agricultura e a indústria manufatureira cederam participação dentro do

PIB ao setor serviços, em especial às atividades financeiras especulativas de curto prazo, sacrificando com isso, não somente a geração de valor agregado, mas também a criação de emprego de alta qualidade¹¹.

Pode-se dizer então, que a economia colombiana está atravessando um processo de crescente desindustrialização, que teve início no final da década dos setenta e que se aprofundou graças ao processo de liberalização econômica da década dos noventa e continuou acentuando-se durante a primeira década do século XXI. Este processo de desindustrialização tem sido caracterizado pela perda progressiva da participação da indústria manufatureira dentro da produção agregada e por uma ativa participação do setor de serviços na estrutura produtiva do país, o que define um relativo processo de terceirização espúria da atividade econômica.

O processo de desindustrialização na Colômbia começou quando o setor manufatureiro não tinha atingido ainda todo o seu potencial, nem as vantagens do aumento da produtividade, baseadas em economias de escala e vantagens competitivas dinâmicas.

Em geral, a estrutura produtiva da Colômbia apresenta um crescimento mais dinâmico no setor terciário em relação ao desempenho do setor agrícola e industrial. Nos países desenvolvidos, esse processo de terciarização corresponde a uma mudança estrutural impulsionada pelos ganhos de produtividade, das mudanças técnicas, da transformação produtiva industrial e do desenvolvimento de serviços modernos baseados no conhecimento científico e tecnológico, com ligações importantes com a atividade manufatureira. Pelo contrário, no caso colombiano, a maior participação do setor serviços dentro da estrutura produtiva se apresenta como resultado da deterioração progressiva e a perda de competitividade do setor agrícola e manufatureiro.

O problema da desindustrialização na Colômbia, não é então, o resultado de um processo de transformação e mudança da estrutura produtiva. É um problema de baixo desenvolvimento, que se reflete na limitada modernização produtiva, no insuficiente esforço de acumulação e na estagnação do padrão de diversificação produtiva (GARCIA, 2007). Isto evidência um padrão de acumulação marcado pelo atraso produtivo e técnico na maior parte da estrutura produtiva do país. Assim, a desindustrialização é um resultado da falta de desenvolvimento.

¹¹ O padrão de crescimento da Colômbia é baseado em um aumento desproporcionado do setor não transacionável, o que aprofunda a precarização do mercado de trabalho. O setor de serviços alberga os trabalhadores independentes e aquelas atividades econômicas de curta duração, venda de serviços informais, os camelôs, contratos de provedores de baixa renda e várias modalidades de emprego informal. Por tanto, essas atividades estão relacionadas com o comércio, serviços pessoais, de transporte e comunicações; estes setores representam 60,4% dos novos postos de trabalho (CID, 2004).

De acordo com Fráncica (2008), a desindustrialização em uma economia baseada na exportação de manufaturas de baixa tecnologia, pode ter um impacto regressivo no médio prazo, ou seja, pode levar ao país depender cada vez mais das exportações agrícolas e minerais de baixo valor agregado, situação que levaria a taxas mais baixas de crescimento econômico e maiores dificuldades sociais.

Um padrão característico das economias avançadas é a diminuição da participação da indústria manufatureira no conjunto da economia, a qual é compensada pelo aumento na contribuição de outras atividades econômicas, especialmente no setor de serviços (muitos deles associadas fortemente com a produção industrial). No entanto, o setor industrial continua sendo muito importante no dinamismo da economia mundial, em termos da criação de riqueza, geração de emprego e relações comerciais, o que não parece acontecer no caso colombiano, especialmente durante a década dos noventa.

Por conseguinte, o processo de desindustrialização não pode ser visto como positivo, uma vez que a economia colombiana não apresenta sinais de modernização, pelo contrário, indica um crescente grau de subdesenvolvimento. Segundo Garcia (2005), a desindustrialização relativa é explicada por duas razões principais. A primeira, o declínio do crescimento nos setores comerciais relacionados com a atividade industrial. A segunda razão são as políticas macroeconômicas e setoriais que estimularam a rentabilidade e o crescimento das atividades econômicas não transacionáveis, como os serviços sociais e financeiros.

Uma característica nas economias abertas é que os setores transacionáveis se expandem e os não transacionáveis se contraem relativamente. No entanto, o oposto aconteceu na Colômbia durante os anos noventa com a implementação do modelo de abertura e liberalização comercial. A participação de um setor não transacionável como os serviços aumentou 11,93 pontos do PIB entre os anos 1990 e 1999, enquanto que o setor da indústria manufatureira perdeu 2 pontos e o setor agropecuário recuou 6,41 pontos na sua contribuição dentro do PIB.

Por último, é importante ressaltar que o enfraquecimento da produção industrial está associado à estagnação do padrão de especialização e diversificação industrial no país. A indústria manufatureira colombiana não apresenta uma tendência à especialização em setores mais intensivos em tecnologia e conhecimento, os quais pelas suas características têm maior capacidade na geração de valor agregado e na criação de cadeias produtivas. Pelo contrário, na Colômbia há uma tendência à produção de bens de consumo e uma participação pouco representativa de bens intermédios, de capital e transporte na composição do produto industrial. Esta característica da estrutura do produto industrial sugere que o padrão de

especialização esta composto principalmente pela indústria leve e de base, onde a produção é baseada no uso dos recursos naturais e na utilização de mão de obra não qualificada.

Na tabela 12 se apresenta a participação dos principais setores dentro da produção industrial manufatureira colombiana entre os anos 1975 – 2010. Pode-se observar que os bens de consumo possuem uma grande importância dentro da estrutura manufatureira, precisamente por ter os setores com maior participação relativa dentro da produção industrial. Estes setores têm o melhor desempenho e seu comportamento tem sido relativamente estável nas últimas décadas. Nesta categoria, (segundo sua contribuição para a produção industrial), entram em destaque o setor de alimentos, bebidas e produtos do fumo, o qual apresentou as maiores taxas de participação na produção industrial. Este setor passou de ter, no final da década dos setenta uma participação média de 33,51%, a contribuir em média com 30,86% da produção industrial entre os anos 2006 – 2010.

Tabela 12. Participação dos setores manufatureiros dentro da produção industrial 1975 – 2010.

Setores Manufatureiros	1975 - 1980	1981 - 1985	1986 - 1990	1991 - 1995	1996 - 2000	2001 - 2005	2006 - 2010
Alimentos, bebidas e produtos do fumo	33,51	34,76	32,65	32,26	35,81	31,85	30,86
Têxteis e confecções, couros e calçados	16,52	12,51	12,47	12,25	8,88	9,21	7,43
Madeira e móveis de madeira	1,07	1,03	0,97	1,17	0,97	1,28	1,60
Papel, edição e impressão	6,07	6,57	6,37	7,17	7,41	7,60	6,57
Fabricação de produtos químicos	11,26	12,27	13,73	14,61	14,59	13,61	12,94
Refino de petróleo e derivados do petróleo	5,19	6,68	4,81	4,29	7,39	10,03	12,14
Borracha, plástico, cerâmicos, vidro e não metálicos	7,91	9,15	9,45	10,58	10,33	10,23	10,18
Ferro, aço, metais não ferrosos e metálicos	7,04	6,73	7,28	6,47	5,71	6,80	8,43
Máquinas e equipamentos, aparelhos eléctricos, aparelhos para transporte, e equipamento científico	10,60	9,48	11,44	10,43	8,27	8,14	9,12
Outras indústrias manufatureiras	0,81	0,81	0,83	0,78	0,63	1,26	0,75

Fonte: Elaboração própria a partir de OBSERVATORIO DE COMPETITIVIDADE... (2014).

Por outro lado, o setor de têxteis, confecções, couros e calçado, registra a maior queda de participação dentro da produção industrial. Na segunda metade dos anos setenta, este setor representou 16,52% da produção, o que fez dele o segundo setor mais importante dentro da estrutura industrial manufatureira. No entanto, a partir da década dos oitenta, o setor de têxteis, confecções, couros e calçado, diminuiu notavelmente sua contribuição na produção industrial. Entre os anos 2006 – 2010 apresenta em média uma participação dentro da produção de 7,43%, o que equivale a uma redução de mais de 8 pontos do PIB nos últimos 35 anos. Obviamente, este setor que tradicionalmente tem sido importante pela sua contribuição na geração de emprego e nas exportações industriais, foi fortemente afetado pelos efeitos da implementação do modelo de abertura e liberalização comercial na década dos noventa, pois ficou em desvantagem frente à concorrência das importações, o contrabando e à revalorização da taxa de câmbio.

Alguns setores industriais têm incrementado a sua participação na produção industrial durante o período de tempo analisado. Por exemplo, o setor de refino de petróleo e derivados do petróleo, apresenta um desempenho importante, pois passa de uma participação média de 5,19 entre os anos 1975 – 1980, para uma contribuição em média de 12,14% na produção industrial nos anos 2006 – 2010. O setor de borracha, plástico, cerâmicos, vidro e não metálicos, que no final da década dos setenta contribuía em média com 7,91%, também incrementou sua participação, atingindo entre 2006 – 2010 em média 10,2% da produção industrial. O setor de fabricação de produtos químicos e o setor de ferro, aço, metais não ferrosos e metálicos, também mostram um incremento na sua contribuição dentro da produção, porém moderada e flutuante ao longo das últimas quatro décadas.

Enquanto isso, o setor de máquinas e equipamentos, aparelhos elétricos, aparelhos para transporte e equipamento científico, que é muito importante para a indústria manufatureira pelos seus encadeamentos produtivos com outros setores da economia e pela sua capacidade de gerar emprego de alta qualidade, apresenta um desempenho desfavorável, ao reduzir sistematicamente sua participação relativa dentro da produção da indústria colombiana. Na segunda metade dos anos setenta, este setor representou em média 10,60% da produção industrial, cifra que caiu para 9,12% nos anos 2006 – 2010.

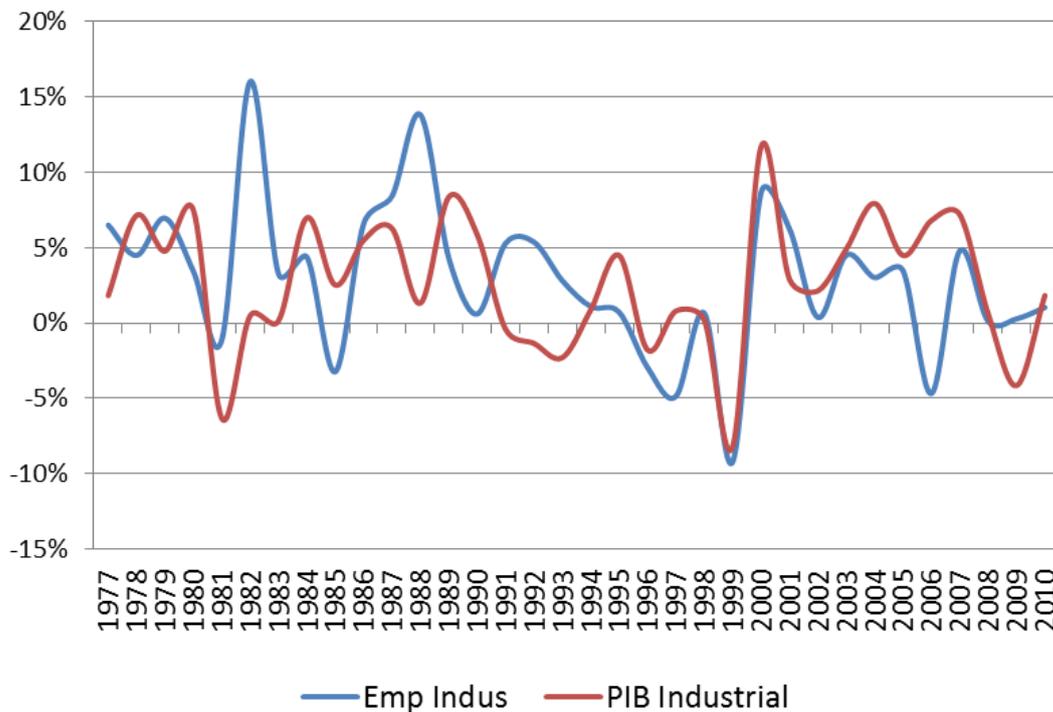
Neste contexto, os setores de bens de consumo são os que têm demonstrado maior potencial de crescimento no novo contexto de liberalização comercial. Por sua vez, os setores de bens de capital e de transporte apresentam maiores dificuldades sistemáticas de produtividade e competitividade para incursionar nos mercados internacionais. Assim, o padrão de especialização da indústria manufatureira na Colômbia por setores industriais, não apresenta mudanças significativas desde o final da década dos setenta. Pelo contrário, tem havido um tipo de estagnação do processo de ampliação e diversificação da estrutura produtiva industrial.

3.2.4 Tendência e comportamento do emprego manufatureiro

Outra característica do setor industrial manufatureiro da Colômbia durante o período em estudo, é que o comportamento do nível de emprego acompanhou a dinâmica de crescimento real das manufaturas. Nesse sentido, a taxa de variação do emprego industrial esteve correlacionada com as flutuações e os ciclos do produto manufatureiro colombiano. Esta relação se acentuou na década dos noventa, quando se apresenta uma notável expulsão de mão de obra no setor manufatureiro. Enquanto a indústria continuava apresentando uma

tendência à desaceleração do seu ritmo de crescimento associado à perda de peso dentro da estrutura produtiva, o emprego industrial tendeu a deteriorar-se muito mais do que a produção real (Gráfico 8).

Gráfico 8. Taxa de crescimento do emprego e do produto industrial 1977 - 2010



Fonte: Elaboração própria a partir de CONTAS NACIONAIS... (2014).

Na evolução do nível de emprego da indústria manufatureira colombiana, podem-se estabelecer claramente quatro períodos: o primeiro, durante a crise da dívida da América Latina na primeira metade dos anos oitenta, que afetou especialmente algumas indústrias como a metalúrgica, a fabricação de maquinaria e as confeições (CUEVAS, 1986), as quais foram muito importantes na geração de emprego. A crise estrutural do emprego industrial neste período esteve associada principalmente à mudança no padrão de acumulação da indústria manufatureira (GARCIA, 2002). Assim, o crescimento da produção foi cada vez mais impulsionado por uma maior proporção e intensidade na utilização de capital. Este processo de reestruturação produtiva gerou uma substituição do trabalho menos qualificado por capital físico e humano. Da mesma forma, o declínio do emprego industrial responde à deterioração da produção devido à contração na demanda interna e nos mercados internacionais, aos baixos níveis de crescimento do investimento, que originou a subutilização da capacidade instalada e, em geral, às condições macroeconómicas que caracterizaram este

período e que afetaram o desempenho da atividade económica agregada e da produção manufatureira.

O segundo período (de expansão e recuperação industrial) coincide com o início da reforma estrutural e de liberalização comercial feita entre os anos 1985 – 1990. Durante esses anos, as manufaturas apresentaram um bom desempenho, o que favoreceu a recuperação no nível de emprego industrial. Esta recuperação do emprego foi impulsionada principalmente por algumas indústrias intensivas em mão de obra como: calçado, confeições de couro e móveis de madeira, as quais atingiram taxas de crescimento de 6% anual, o que é superior à taxa média de crescimento do produto da indústria manufatureira no mesmo período (4,97%).

O terceiro período compreende a fase em que começa a se sentir os efeitos da implementação do modelo de abertura econômica no desempenho do setor industrial (1991 – 1999). Ao longo desses anos, tanto o emprego total como o emprego industrial caíram numa trajetória de deterioração progressiva que foi acentuada com a crise de 1999, quando a taxa de crescimento do emprego registrou a pior queda das últimas quatro décadas (-9,21%). Este péssimo desempenho das taxas de ocupação durante o período de abertura da economia, revela o enfraquecimento e a incapacidade da indústria manufatureira colombiana para criar novos empregos (BONILLA, 2000; GARCÍA, 2002).

Nos anos noventa, com a implementação do modelo de abertura, grandes mudanças ocorreram na estrutura do emprego industrial. Em resposta as demandas por modernização tecnológica, organizacional e de produção, (as quais foram colocadas no cenário da abertura econômica), se gerou uma recomposição do mercado laboral. Aumentou-se relativamente o nível de emprego qualificado com maior nível de formação e diminuiu-se o nível de emprego de baixa qualificação, o que resultou em maiores taxas de desemprego e no crescimento de economias informais (ORTIZ; URIBE 2006; GARCÍA, 2002).

O último período da evolução do nível de emprego da indústria manufatureira faz referência a primeira década do século XXI. Em quase todos esses anos, a taxa de crescimento do emprego e do produto da indústria manufatureira registraram variações positivas. No entanto, a característica principal deste comportamento é que na maior parte dos anos da década de 2000, a taxa de crescimento do produto manufatureiro ficou acima da taxa de crescimento do emprego industrial. Esta situação não se apresentou de igual forma, nas outras décadas analisadas neste trabalho.

Por outro lado, durante os anos 1975 – 2010 a reestruturação produtiva nas indústrias que requerem mão de obra intensiva, levou a uma forte diminuição no nível de emprego nestes setores manufatureiros. Por exemplo, as indústrias de têxteis, confecções, couros e

calçados, contribuía em média com 28,25% do emprego industrial entre os anos 1975 – 1980; essa participação caiu para 16,28% nos anos 2006 – 2010 (tabela 12). O efeito poupador de mão de obra tem sido mais importante, na medida em que as empresas iniciam processos de racionalização e reestruturação produtiva que envolve aumentos na produtividade laboral, a redução de custos de produção e a separação de processo de produção por meio do outsourcing de serviços (MALAVER, 2002).

Tabela 13. Participação média dos setores manufatureiros no emprego industrial 1975 - 2010

Setores Manufatureiros	1975 - 1980	1981 - 1985	1986 - 1990	1991 - 1995	1996 - 2000	2001 - 2005	2006 - 2010
Alimentos, bebidas e produtos do fumo	19,68	21,92	21,26	21,97	25,84	23,33	22,37
Têxteis e confecções, couros e calçados	28,25	25,55	25,24	24,79	21,04	20,39	16,28
Madeira e móveis de madeira	2,95	2,70	3,13	3,03	2,58	3,09	3,54
Papel, edição e impressão	6,19	6,50	6,73	7,21	8,02	9,40	9,93
Fabricação de produtos químicos	7,44	8,20	8,50	9,17	9,55	10,86	12,12
Refino de petróleo e derivados do petróleo	1,05	1,35	1,22	1,11	1,01	0,92	0,88
Borracha, plástico, cerâmicos, vidro e não metálicos	11,22	11,94	12,08	12,20	12,70	13,44	14,73
Ferro, aço, metais não ferrosos e metálicos	9,84	9,23	8,36	7,65	7,30	6,45	7,52
Máquinas e equipamentos, aparelhos eléctricos, aparelhos para transporte, e equipamento científico	11,62	11,14	11,77	11,28	10,31	10,18	11,11
Outras indústrias manufatureiras	1,77	1,46	1,71	1,60	1,64	1,95	1,51

Fonte: Elaboração própria a partir de OBSERVATORIO DE COMPETITIVIDADE... (2014).

A pouca diversificação da estrutura produtiva e seu padrão de estagnação desde o final da década dos setenta, tem criado uma fraca demanda de emprego qualificado. Isto se pode observar na participação dentro do emprego industrial do ramo de máquinas e equipamentos, aparelhos eléctricos e de transporte, e equipamento científico; o qual pelas suas características corresponde à produção de bens com maior valor agregado e requiere de trabalhadores com um maior nível de qualificação. Este ramo industrial não apresentou crescimento na sua contribuição dentro do emprego industrial. Nos anos 1975 – 1980 este ramo representou em média 11,62%, enquanto que entre os anos 2006 – 2010 registrou uma leve queda contribuindo em média com o 11,11% do emprego industrial (tabela 12). Isto mostra a pouca geração de emprego de alta qualidade dentro da estrutura produtiva industrial da economia colombiana.

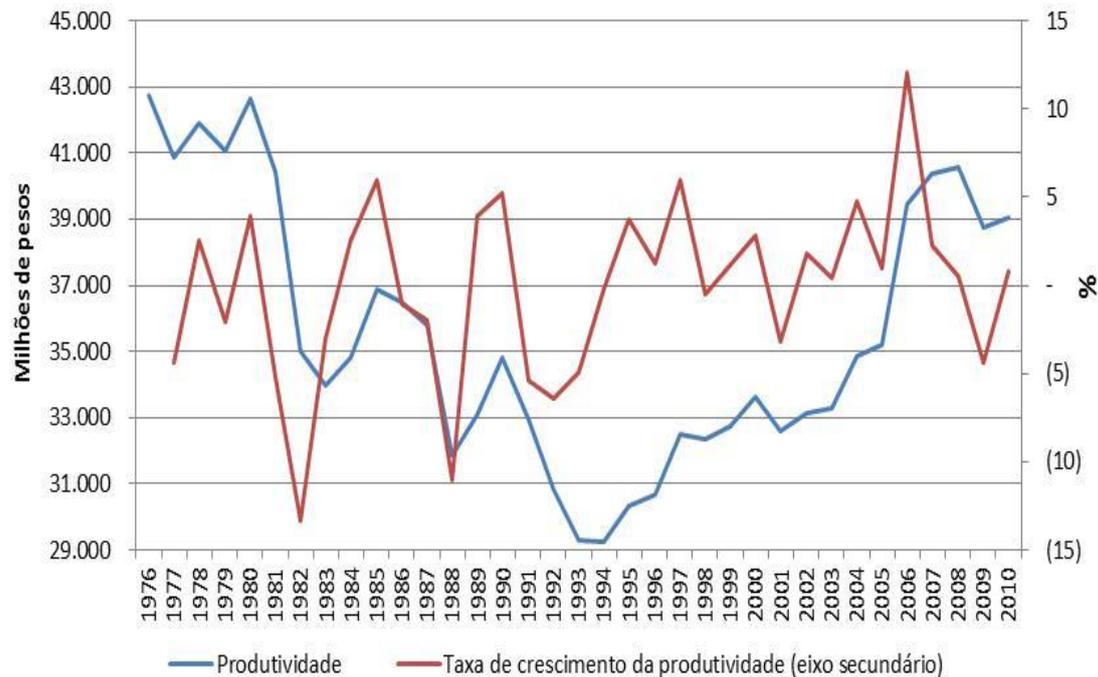
Assim, dada uma grande oferta de trabalho não qualificado, um resultado no longo prazo do processo de desindustrialização é a criação de empregos de baixa qualidade. A tendência decrescente na taxa de crescimento do emprego industrial está associada aos efeitos estruturais decorrentes da crise do processo de industrialização na Colômbia.

3.2.5 Comportamento da produtividade na indústria manufatureira

A análise da produtividade do trabalho é muito importante na medida em que seus incrementos indicam um aumento do valor acrescentado gerado por um trabalhador médio, o que por sua vez indicaria uma tendência na melhora da competitividade industrial. Isto é possível quando os incrementos do valor agregado são derivados das inovações, das melhoras técnicas, tecnológicas e organizacionais, e em todos os aspectos que favorecem o desempenho do trabalhador e que permitem aumentos no valor agregado. Assim, a produtividade laboral como indicador da eficiência do fator trabalho, adquire uma importância relevante no contexto da globalização e internacionalização da economia.

O crescimento da produtividade do trabalho torna-se uma importante fonte de melhoras dos salários reais e, portanto, do padrão de vida dos trabalhadores. Os aumentos da produtividade laboral também são uma força anti-inflacionária, na medida em que amortece o aumento dos salários nominais, diminuindo desta forma os custos reais por unidade de trabalho, o que resulta em maiores lucros para os empresários. Deste processo se deriva uma maior competitividade que afeta positivamente o nível de preços. Por conseguinte, o crescimento da produtividade do trabalho é um fator de grande importância na geração de condições para melhorar a competitividade e as taxas de poupança e investimento, as quais são fundamentais para o crescimento da produção e do emprego.

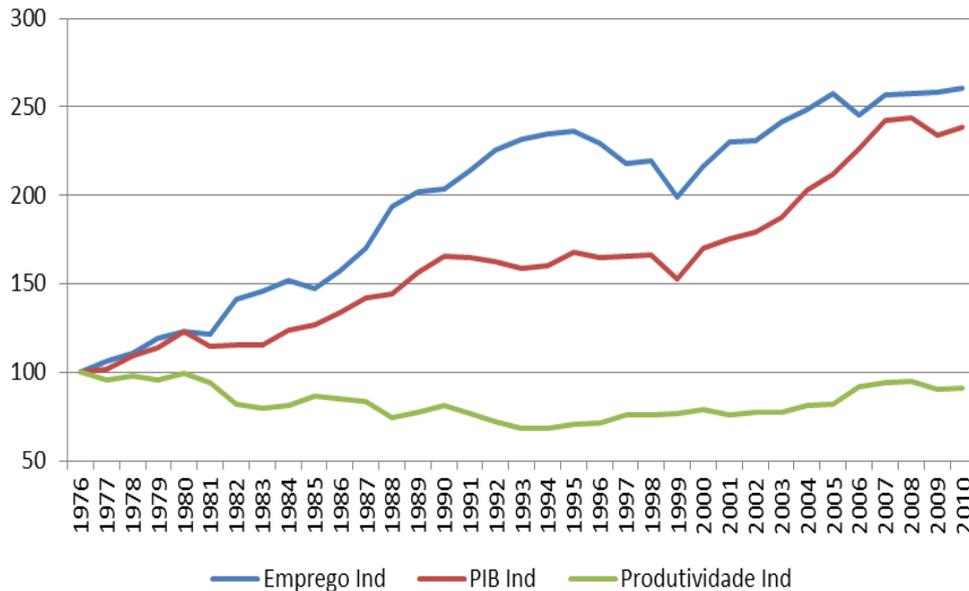
No gráfico 9 se apresenta o nível da produtividade industrial e sua taxa de crescimento durante os anos 1976 – 2010. Nesse gráfico pode-se observar que a produtividade da indústria manufatureira apresentou uma tendência de declínio a partir do ano 1980 e se acentuou fortemente na primeira metade da década dos noventa até o ano 1994, quando a produtividade atingiu seu menor nível dentro do período de tempo analisado. Assim, durante os anos 1980 – 1994 a produtividade da indústria manufatureira apresenta as piores taxas de crescimento (na maior parte desses anos a taxa de crescimento foi negativa), especialmente nos anos 1982 e 1988 quando registrou decrescimentos de -13,38% e -10,99% respectivamente. A partir de 1995 a produtividade do setor manufatureiro inicia um período de notável recuperação, principalmente entre os anos 2002 – 2008, quando registrou taxas de crescimento positivas, especialmente no ano 2006 (12,03%).

Gráfico 9. Produtividade da indústria manufatureira e sua taxa de crescimento no período 1976 - 2010

Fonte: Elaboração própria a partir de CONTAS NACIONAIS... (2014) e OBSERVATORIO DE COMPETITIVIDADE... (2014).

O comportamento da produtividade, do emprego e o PIB industrial se apresentam conjuntamente no gráfico 10. Pode-se observar que a produtividade do setor industrial é relativamente constante na segunda metade dos anos setenta, pois o emprego e o produto industrial aumentam quase à mesma taxa. Esta situação se reverte a partir do ano 1980 com os impactos da crise da dívida na América Latina. A produtividade industrial começa a diminuir durante os primeiros anos da década dos oitenta, devido à queda do produto industrial. A partir de então, se gerar um hiato entre o emprego e o produto industrial, no qual a taxa de crescimento do emprego é maior a taxa de crescimento do produto manufatureiro, o que se reflete na queda da produtividade do setor. Entre os anos 1980 – 1989 o emprego cresceu em média 5,60% enquanto que o produto industrial registrou uma média um incremento de 3,28%. Durante a primeira metade da década dos noventa, o hiato entre emprego e produto industrial se incrementa, acentuando mais ainda a queda da produtividade. Isto se explica fundamentalmente pelos efeitos negativos da implementação do modelo de abertura econômica na produção do setor manufatureiro.

Gráfico 10. Evolução da produtividade, do emprego e do PIB da indústria manufatureira 1976 – 2010.
Base: 1976 = 100



Fonte: Elaboração própria a partir de OBSERVATORIO DE COMPETITIVIDADE... (2014).

A partir da segunda metade dos anos noventa, o hiato entre emprego e produto industrial começa a diminuir, pois devido à crise do modelo de liberalização comercial da economia Colômbia, a taxa de emprego cai fortemente e a produção do setor industrial entra em estagnação. Isto se reflete num aumento da produtividade, mas com queda no nível de emprego industrial, dentro dos anos 1995 - 1999. No entanto, a partir do ano 2000 a indústria manufatureira apresenta bons ganhos de produtividade, explicados fundamentalmente por uma taxa de crescimento do produto acima da taxa de incremento do emprego. Assim, entre os anos 2000 - 2008 a taxa média de incremento do produto industrial foi 5,41%, enquanto a taxa média de crescimento do emprego foi de 2,95%. Isto diminuiu o hiato entre o nível de emprego e o produto industrial durante a primeira década do século XXI.

4 ESTIMAÇÕES ECONÔMETRICAS DAS LEIS DE KALDOR NA COLÔMBIA NO PERÍODO 1975 – 2010

Neste capítulo são realizados os testes para as *leis de Kaldor* na economia colombiana no período 1975 – 2010. Como visto no capítulo anterior, o período de tempo compreendido por este estudo caracterizou-se pela redução nas taxas de crescimento do setor manufatureiro. Simultaneamente, ocorreu uma queda na participação da indústria manufatureira dentro do PIB, o que configurou o cenário de desindustrialização na Colômbia. É neste cenário que os testes para as *leis de Kaldor* podem contribuir para a compreensão do desempenho da indústria neste processo e seus reflexos nas taxas de crescimento da produção e da produtividade na economia. Caso existam evidências favoráveis às *leis de Kaldor*, estas corroborariam para justificar eventuais esforços empreendidos na tentativa de fomentar a produção industrial na economia colombiana.

Além desta breve introdução, o presente capítulo está organizado em quatro seções. Na primeira são apresentadas as fontes de dados utilizadas e a metodologia para o processamento da informação estatística. Na segunda seção é verificada a primeira *lei de Kaldor* ou a hipótese da indústria manufatureira como o motor de crescimento econômico. A terceira seção tem a ver com as estimativas de segunda *lei de Kaldor* ou lei de Veerdorn – Kaldor, para confirmar a existência de retornos crescentes no setor industrial. Por último, a quarta seção é destinada para verificar a validade da terceira *lei de Kaldor* na economia da Colômbia durante o período em estudo. Para ter certeza sobre a validade dos resultados econométricos, a análise das *leis de Kaldor* é feita na companhia de uma série de hipóteses auxiliares que buscam esclarecer o sentido kaldoriano por trás das estimações econométricas.

4.1 FONTES DE DADOS

Para testar a validade das *leis de Kaldor* durante o período 1975 -2010 usou-se informação estatística do PIB da Colômbia pelo lado da oferta e do nível de emprego por ramo de atividade econômica tanto em frequência anual como trimestral.

Para os dados de frequência anual foram utilizadas as séries estatísticas interpoladas para o período 1975 - 2010 publicadas pelo *Departamento Administrativo Nacional de Estadística* – DANE¹² e a informação estatística sobre emprego por ramo de atividade

¹²A DANE é a organização governamental responsável do planejamento, levantamento, processamento, análise e difusão das estatísticas oficiais da Colômbia. Essa informação é utilizada na tomada de decisões para o

econômica da “Encuesta de Hogares” no período 1976 - 2000 e da “Grande Encuesta Integrada de Hogares” no período 2001 – 2010 feitas pela DANE.

No ano 2013, a DANE conclui uma pesquisa relacionada com a interpolação das contas nacionais base 2005. Nessa pesquisa foram incorporadas as principais mudanças metodológicas identificadas nas diferentes series do PIB. Assim, se harmonizou os resultados históricos das bases de 1975, 1994 e 2000, com os novos aspetos estatísticos da base 2005, em especial, os novos métodos de cálculo de variáveis e a incorporação de novas fontes de informação. Desta forma, a DANE publicou oficialmente no mês de maio de 2013, uma serie anual interpolada das contas nacionais para os anos 1975 – 2010.

Da serie estatística anual do PIB da Colômbia publicada pela DANE, foi utilizada neste trabalho, a informação estatística relacionada com o valor agregado pelo lado da oferta, ou seja, o valor agregado segundo os ramos de atividade econômica, em termos reais (a preços de 2005). O conteúdo desta informação permite analisar com dados de frequência anual, a dinâmica e o comportamento das diferentes variáveis de valor agregado incorporadas nas especificações funcionais das *leis de Kaldor*.

Dado que não existe na Colômbia uma estatística oficial interpolada do emprego anual por ramo de atividade econômica para o período 1975 – 2010, foi necessário construir uma série anual que permitisse testar as especificações kaldorianas no período de estudo. Para isso se usou duas fontes de informação sobre emprego na Colômbia, a “Encuesta de Hogares” e a “Grande Encuesta Integrada de Hogares” feitas pela DANE. A primeira foi feita entre os anos 1976 – 2000 e corresponde às 7 principais cidades da Colômbia¹³. A segunda é feita a partir do ano 2000 e corresponde às 13 principais cidades colombianas¹⁴. Nesse contexto, e para ter uma série o mais homogênea possível, se resolveu extrair da “Grande Encuesta Integrada de Hogares” a informação anual sobre emprego das sete principais cidades para completar a série de emprego da “Encuesta de Hogares” até o ano 2010¹⁵. Assim, foi possível contar com uma série temporal sobre emprego por ramo de atividade econômica para as sete principais cidades da Colômbia no período 1976 – 2010.

Em relação aos dados em frequência trimestral usaram-se como fontes de informação de valor agregado as contas nacionais trimestrais da Colômbia, e a informação estatística

desenvolvimento econômico e social do país. Além disso, a instituição exerce a regulação do sistema estatístico nacional.

¹³ As 7 principais cidades da Colômbia são: Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Manizales, Bucaramanga e Pasto.

¹⁴ O conjunto das 13 principais cidades da Colômbia esta compostas pelas 7 principais mais as cidades de: Cartagena, Monteria, Villavicencio, Cúcuta, Pereira e Ibagué.

¹⁵ As sete principais cidades da Colômbia respondem pelo 87% do emprego total manufatureiro da Colômbia.

trimestral sobre emprego por ramo de atividade econômica da “Encuesta de Hogares” no período 1976 - 2000 e da “Grande Encuesta Integrada de Hogares” no período 2001 – 2010.

No entanto, a informação trimestral disponível das contas nacionais da Colômbia está calculada em diferentes bases (1975, 1994, 2000 e 2005). A DANE disponibiliza informação trimestral sobre contas nacionais com base 1994, 2000 e 2005. A informação estatística com base 1994 está disponível entre os anos 1994 e 2007, a informação com base 2000 está disponível para os anos 2000 – 2009 e a informação com base 2005 está disponível a partir do ano 2000. O Departamento Nacional de Planeación - DNP¹⁶ disponibiliza informação trimestral com base 1975, a qual se encontra disponível a partir do ano 1977. Não existe uma publicação oficial do governo colombiano sobre contas nacionais trimestrais interpoladas para o período 1975 – 2010.

Sendo assim, foi necessário fazer um processo de encadeamento das diferentes séries das contas nacionais para ter assim, uma série temporal de frequência trimestral para o período 1977 – 2010. Com base nos trabalhos de Correa et al. (2002)¹⁷, Ponce (2004)¹⁸ e DANE (2013)¹⁹ se utilizou a técnica da taxa de variação para fazer o encadeamento das series trimestrais das contas nacionais pelo lado da oferta a preços constantes das diferentes bases (1975, 1994 e 2005). Desta forma, se obtém uma série longa e comparável que mantém as características temporais das séries originais. Assim, o resultado do processo de encadeamento foi uma série trimestral para o PIB pelo lado da oferta a preços constantes de 2005 no período 1977:01 – 2010:04²⁰.

Dado que o método escolhido para o encadeamento foi a taxa de variação, as series de tempo obtidas são mais longas e comparáveis, e por tanto, mantem as características

16 O DNP tem como objetivos fundamentais a preparação, a implementação e a avaliação dos resultados das políticas, planos gerais, programas e projetos do setor público colombiano. Assim sendo, o DNP deve realizar permanentemente o seguimento da economia nacional e internacional e propor os planos e programas para o desenvolvimento econômico, social e ambiental da Colômbia. O DNP fornece informações sobre algumas variáveis relacionadas com as exportações, as importações e de produtividade da indústria colombiana.

17 Correa et al (2002) fazem uma análise de várias metodologias para interpolação e encadeamento. Revisam as interpolações feitas para as contas nacionais do Chile e apresentam um novo exercício de encadeamento e interpolação para as séries de PIB no Chile.

18 Ponce (2004) apresenta metodologias para realizar encadeamento e interpolação de series temporais. Faz uma aplicação em séries do PIB a preços constantes e correntes, com frequência anual e trimestral no caso do Uruguai.

19 DANE (2013) apresenta as diferentes metodologias utilizadas na interpolação das séries temporais do PIB na Colômbia para o período 1975 – 2010.

²⁰ Não foi possível reconstruir a serie trimestral do PIB desde 1975, já que o DNP só disponibiliza a série do PIB trimestral base 1975, a partir do ano 1977. Ao fazer as diferenças dos logaritmos se perde um ano de informação, razão pela qual as series em diferenças de logaritmo começam no ano 1978.

temporais das series originais²¹. Em particular, as series trimestrais conservam a informações de curto prazo (por exemplo: sazonalidade, efeito calendário, etc.), as quais estão contidas nas series base. Por conseguinte, foi necessário analisar e retirar o comportamento sazonal das novas séries, pois se corre o risco que a sazonalidade gere problemas de autocorrelação serial. Isto foi realizado através do algoritmo computacional X-12 ARIMA²², no software econométrico GRETL versão 1.9.12.

Por último, em relação à informação trimestral de emprego, usou-se as bases de informação da “Encuesta de Hogares” e da “Grande Encuesta Integrada de Hogares”, só que em frequência trimestral. Aplicou-se então, o mesmo método usado para obter a série de emprego anual no período 1977:01 – 2010:04. Assim, após obter uma série trimestral de emprego o mais homogênea possível, foi necessário aplicar o procedimento computacional X-12 ARIMA para remover o componente sazonal na nova série de emprego de frequência trimestral.

4.2 PRIMEIRA LEI DE KALDOR

As especificações que serão testadas para avaliar a primeira *lei de Kaldor* são as seguintes:

$$g_y = c + dg_m \quad (1)$$

$$g_{nm} = c + dg_m \quad (2)$$

$$g_y = c + d(g_m - g_{nm}) \quad (3)$$

Onde g_y é a taxa de crescimento do valor agregado total da economia e g_m é a taxa de crescimento do valor agregado do setor manufatureiro. O fato de que na equação (1) g_m seja parte considerável de g_y implica que a correlação entre ambas as variáveis pode ser espúria. Por isso, é preferível fazer o contraste empírico da lei utilizando a equação (2) ou (3), com a taxa de crescimento do valor agregado não manufatureiro g_{nm} como variável dependente.

²¹ As novas series trimestrais encadeadas são o resultado de uma elaboração própria do autor e fazem parte de um exercício acadêmico. Não compromete em caso nenhum as instituições colombianas antes referidas.

²² A metodologia X12-ARIMA é amplamente utilizada para dessazonalizar séries temporais econômicas e consiste na aplicação de filtros lineares sucessivos para estimação das componentes não observáveis da série, tais como: tendência e sazonalidade.

A maioria dos trabalhos empíricos sobre as *leis de Kaldor* usam as duas primeiras especificações. No entanto, nesse trabalho será acrescentada na análise a terceira especificação, para levar em conta a segunda condição auxiliar de Kaldor (1967) e corroborada por Thirwall (1983), na qual se estabelece que a taxa do crescimento global da economia é uma função da diferença entre a taxa de crescimento do setor manufatureiro e a taxa de crescimento do produto não manufatureiro. Essa relação também permite corrigir os problemas de correlação espúria que possam se apresentar não equação (1).

4.2.1 Evidências empíricas para Colômbia

Em *stricto sensu*, na Colômbia, têm sido realizados três estudos que analisam a validade das *leis de Kaldor* na economia colombiana²³: CID (2006), Moreno (2008) e Moncayo (2011). O trabalho de CID (2006) testa a primeira *lei de Kaldor* no período 1976 – 2000, com dados de series temporais e de corte transversal. As estimações com séries temporais utilizam as especificações (1), (2) e (3). Os parâmetros estimados são significativos ao nível de 1% e 5%. No entanto, em nenhum dos casos a taxa de crescimento do setor industrial é considerada como variável exógena fraca, o que dificulta a inferência estatística nos modelos. Também foram evidenciados problemas de correlação serial e de especificação funcional. Por conseguinte, CID (2006) resolve fazer uma estimacão adicional de corte transversal com as taxas médias de crescimento em 22 departamentos²⁴ da Colômbia. Essas novas estimacões foram feitas usando as especificacões (1) e (2) e confirmaram os resultados das estimacões com series temporais, pois os parâmetros são significativos ao nível de 1% e os valores dos parâmetros são menores que 1. Assim, CID (2006) estabelece uma relação entre a taxa de crescimento do PIB departamental com a taxa de crescimento do produto industrial.

De igual forma, Moreno (2008) testa econométricamente a validade da primeira *lei de Kaldor* na Colômbia no período 1975 – 2000. Usando a metodologia de corte transversal para os diferentes departamentos colombianos, Moreno (2008) estima as especificacões (1), (2) e (3). Os coeficientes estimados para a especificacão (1) são significativos ao nível de 1%. No

²³ Além do período de tempo analisado, a principal diferença com os trabalhos de CID(2006), Moreno (2008) e Moncayo (2011), obedece à base de dados utilizada. CID (2006) usa dados da DANE e do CEGA (Centro de Estudios Ganaderos y Agrícolas). Moreno (2008) usa dados da DANE e do CEGA e Moncayo (2011) usa a base de dados de Timmer e de Vries (2007) , a qual foi disponibilizada pelo Groningen Gorwth Development Center (GGDC).

²⁴ Os departamentos são unidades territoriais de primeiro nível na Colômbia, com suas próprias cidades capitais, configurando regiões geográficas, culturais e econômicas.

entanto, nos modelos calculados para as especificações (1) e (2), os coeficientes das constantes são significativos a 1%, enquanto que os coeficientes das variáveis não são significativos. Além disso, na estimação da especificação (3), o sinal do coeficiente da variável independente é contrário à teoria kaldoriana. Ainda assim, Moreno (2008) conclui que na economia colombiana, ao parecer existe uma relação positiva entre o crescimento do PIB e a taxa de variação da produção industrial no período 1975 – 2000.

Por último, a tese de doutorado de Moncayo (2011) testa a primeira *lei de Kaldor* na Colômbia e na América Latina em dois períodos, em 1950 – 1977 e 1978 – 2005. Moncayo (2011) estimou para a Colômbia as especificações (1), (2) e (3) com dados de séries temporais, aqui analisaremos os resultados obtidos no período 1978 – 2005, por corresponder relativamente ao período analisado neste trabalho. Em todas as estimações econométricas, os coeficientes calculados apresentam significância individual e global ao nível de 1% e os modelos mostram um ajuste muito bom (R^2 muito alto). No entanto, para Moncayo (2011) considera que os resultados das estimações econométricas da primeira *lei de Kaldor* durante o período 1978 – 2005, não fazem muito sentido, por se tratar da fase de desindustrialização na Colômbia, na qual a indústria perde constantemente participação dentro do PIB e o crescimento do setor industrial é menor ao crescimento da economia em conjunto. Neste contexto, Moncayo (2011) argumenta que na fase de desindustrialização da Colômbia não se apresenta a hipótese auxiliar de Thirwall (1983), pois tanto o crescimento global como o crescimento de setor manufatureiro exibem taxas decrescentes, mas o crescimento da indústria manufatureira ficou por baixo do crescimento total da economia.

4.2.2. Período 1975 – 2010

Antes de fazer as regressões para as especificações funcionais da primeira *lei de Kaldor*, é necessário estabelecer se as series temporais são estacionárias ou não²⁵. Isto para ter certeza de não estar incorrendo em relações espúrias. Pelo fato de trabalhar com variáveis de PIB em nível (unidades monetárias), se decidiu utilizar logaritmo nas series de tempo²⁶.

Assim, se aplicou o teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller aumentado com intercepto e tendência lineal. O número de defasagens foi definido pelo critério de informação de

²⁵ Uma série temporal é dita estacionária quando ela se desenvolve no tempo aleatoriamente ao redor de uma média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável.

²⁶ Trabalhar com logaritmos tem a vantagem de que a primeira diferencia é uma boa aproximação as taxas de variação das series e por tanto, os coeficiente do modelo econométrico poderiam ser interpretados como elasticidades da variável explicada respeito a cada variável explicativa (*ceteris paribus*). Além disso, uma vantagem adicional do uso de logaritmos é que estabiliza a variância e corrige a existência de assimetrias positivas nos dados.

Schwarz e o nível de significância estabelecido para o teste foi de 5%. Os cálculos foram feitos no software Gretl versão 1.9.12. Na tabela 14 se apresentam os resultados.

Tabela 14. Teste de Raiz Unitária com intercepto e tendência para a primeira lei de Kaldor, no período 1975 - 2010.

Variáveis	Defasagens	Teste Dickey Fuller Aumentado	p-valor
L_VAMan	1	-2,08897	0,5338
D(L_VAMan)	1	-5,40479	0,0005
L_VATot	2	-2,92991	0,1529
D(L_VATot)	2	-3,95211	0,0204
L_VANMan	2	-2,59731	0,2816
D(L_VANMan)	2	-3,14858	0,1118
DD(L_VANMan)	2	-7,43076	0,0000

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl 1.9.12. (2014).

Segundo os resultados da tabela 14, constata-se que as séries de logaritmos em nível do valor agregado manufatureiro (LVAMan), do valor agregado total (LVATotal) e do valor agregado não manufatureiro (LVANMan), possuem raiz unitária, pois o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) indica a aceitação da hipótese nula de existência de raiz unitária ao nível de 1% de significância. No entanto, através da aplicação do teste de Dickey – Fuller Aumentado (ADF) para a primeira diferença dos logaritmos das variáveis valor agregado manufatureiro (D(LVAMan)) e do valor agregado total (D(LVATotal)), nota-se que se rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária. Isto quer dizer, que as séries LVAMan e LVATotal são integradas de ordem 1, ou seja, para que as duas séries sejam estacionárias, é necessário aplicar a primeira diferença. A primeira diferença de uma serie de logaritmos equivale a trabalhar as séries em variações percentuais, tal e como é proposto nas especificações funcionais (1), (2) e (3).

No entanto, segundo os resultados da tabela 14, não se rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária no teste feito na primeira diferença do logaritmo do valor agregado não manufatureiro (D(LVANMan)). Isto quer dizer que a série LVANMan não é integrado de ordem 1. Por tal motivo foi necessário testar a presença de raiz unitária na série de valor agregado não manufatureiro em segunda diferença (DD(LVANMan)). O resultado desse teste rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária, o que quer dizer que a série LVANMan é integrada de ordem 2.

Dado que as series de valor agregado total (LVATotal) e o valor agregado manufatureiro (LVAMan) são integradas de ordem 1, mas a série de valor agregado não manufatureiro (LVANMan) é integrada de ordem 2, foi necessário testar a cointegração entre

essas variáveis, ou seja, estabelecer se no longo prazo existe uma relação de equilíbrio entre essas variáveis. Isto para ter certeza de não cair numa possível relação espúria, ao relacionar essas variáveis segundo as especificações funcionais da teoria kaldoriana.

Neste contexto, se as séries são cointegradas, (quer dizer que apresentam um equilíbrio comum no longo prazo), se poderiam usar as variáveis em segundas diferenças de logaritmo (variações percentuais), mas também permitiria utilizar a metodologia de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) na estimação econométrica da primeira *lei de Kaldor* para a economia colombiana no período 1975 – 2010. Assim, foi empregado o teste de cointegração de Johansen²⁷, a fim de testar a presença de vetores de cointegração entre as variáveis.

Segundo as especificações (1), (2) e (3), o teste de Johansen foi aplicado da seguinte forma:

- a) entre as variáveis de valor agregado total e valor agregado manufatureiro (LVATotal e LVAMan);
- b) entre as variáveis de valor agregado não manufatureiro e valor agregado manufatureiro (LVANMan e LVAMan).

O teste de cointegração de Johansen foi feito no software econométrico Eviews 5.0. O nível de significância estabelecido nesse teste é 10%. Os resultados se apresentam na tabela 15.

Tabela 15. Teste de cointegração de Johansen no período 1975 - 2010

Variáveis: LVATotal e LVAMan

Tipo de teste: Traço

Ho	Eigenvalue	Traço Estatística	Valor crítico (10%)	p - valor
None	0,253215	1,24186	1,04746	0,0481
At most 1	0,070655	2,49135	2,97616	0,1352

Variáveis: LVANMan e LVAMan

Tipo de teste: Traço

Ho	Eigenvalue	Traço Estatística	Valor crítico (5%)	p - valor
None	0,247888	11,6354	10,47457	0,0649
At most 1	0,055733	1,94977	2,97616	0,1915

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Eviews 5.0 (2014).

²⁷ Segundo S. Johansen (1988 e 1991), a maior parte das series de tempo são não estacionárias e as técnicas convencionais de regressão baseadas em dados não estacionários, tendem a produzir resultados espúrios. No entanto, as series não estacionarias podem ser cointegradas se alguma combinação linear das séries torna-se estacionaria. Ou seja, as series pode vaguear, mas no longo prazo existem forças econômicas que tendem a empurrá-las ao equilíbrio. Portanto, as séries cointegradas não se separar muito longe uma de outra, porque elas estão ligadas no longo prazo.

Os resultados da tabela 15 confirmam a cointegração entre as variáveis (LVATotal, LVAMan e LVANMan), pois se evidência a presença de pelo menos um (1) vetor de cointegração entre as variáveis analisadas. Nos dois testes de Johansen feitos, se rejeito a hipótese nula de não presença de vetores de cointegração, mas não foi rejeitada a hipótese nula de presença de pelo menos um (1) vetor de cointegração. Assim, a teoria econométrica argumenta que pelo fato das series serem cointegradas, é possível utilizar a metodologia de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) sem risco de cair em algum tipo de relação espúria. Além disso, é possível relacionar as variáveis em primeira diferença de logaritmo (variações percentuais) como é argumentado nas especificações da primeira lei de Kaldor.

Após a análise de estacionariedade e cointegração feito sobre os dados, pode-se estabelecer que as series temporais que serão usadas como variáveis nas três especificações da primeira lei de Kaldor são:

- a) g_y = Taxa de crescimento (D(LVATotal)) do valor agregado total anual da economia;
- b) g_m = Taxa de crescimento (D(LVAMan)) do valor agregado anual do setor manufatureiro;
- c) g_{nm} = Taxa de crescimento (D(LVANMan)) do valor agregado anual não manufatureiro.

Assim, para estimar as equações (1), (2) e (3) se usou em primeiro lugar a metodologia MQO. No entanto, pelo fato de trabalhar com series temporais, os resultados das regressões calculadas por MQO apresentaram sérios problemas de autocorrelação serial²⁸. Em presença de autocorrelação dos resíduos, as estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários dos parâmetros não apresentam variância mínima, além de seu erro-padrão ser viesado, o que conduz a testes e intervalos de confiança incorretos.

Para solucionar o problema de autocorrelação, as especificações (1), (2) e (3) da primeira *lei de Kaldor* foram estimadas utilizando a transformação de Prais – Winsten²⁹, a qual é uma variante do método de Mínimos Quadrados Generalizados Fatíveis (MQGF). Esta transformação permite melhorar a eficiência da estimação solucionando o problema de autocorrelação especialmente em amostras pequenas. Assim, as estimações econométricas de longo prazo foram feitas no software Gretl versão 1.9.12 (a seleção do software foi feita pela

²⁸ A autocorrelação serial significa que as variáveis explicativas e a variável explicada são dependentes do tempo, o que gera uma estrutura de correlação entre os termos de erro do modelo. Isto quer dizer que se apresenta dependência temporal dos valores sucessivos dos resíduos.

²⁹ Johnston (1989) mostra que o método iterativo de transformação de Prais – Winsten com ρ estimado a partir dos resíduos de modelos MQO, resulta ser o melhor método possível e é tão eficiente quanto o método de Máxima Verossimilhança – MV com informação completa.

facilidade de operação, pois o Gretl tem dentro dos seus procedimentos de estimação AR(1), uma rotina explícita para estimar pela transformação de Prais – Winsten). Além disso, realizaram-se os testes: ARCH, Estatística Q, Ramsey, de exogeneidade fraca e de normalidade, para corroborar a consistência estatística e validade econométrica dos modelos estimados. Os resultados se apresentam na seguinte tabela:

Tabela 16. Estimação econométrica da primeira lei de Kaldor no período 1975 - 2010

Variável	(1)	(2)	(3)	Teste	Especificação (1)		Especificação (2)		Especificação (3)		
	β_y	β_{nm}	β_y		LM	p-valor	LM	p-valor	LM	p-valor	
c	0,0263*	0,0313*	0,0407*	ARCH	Defasagens = 1		Defasagens = 1		Defasagens = 1		
	(4,340)	(4,354)	(4,796)		LM	p-valor	LM	p-valor	LM	p-valor	
β_m	0,3785*	0,2597*			2,2255	0,1358	1,13967	0,285722	1,70718	0,191352	
$(\beta_m - \beta_{nm})$			0,3862*	Estatística Q	Defasagens	Q	p - valor	Q	p - valor	Q	p - valor
			(5,670)		1	1,5848	0,208	1,6832	0,194	0,6812	0,409
R^2	0,7882	0,6622	0,4856		2	1,6303	0,443	1,7909	0,408	0,7096	0,701
R^2 Ajustado	0,7818	0,6519	0,4700		3	1,6344	0,652	1,793	0,616	0,7097	0,871
Durbin - Watson	1,5890	1,5770	1,7318		4	2,2843	0,684	2,722	0,605	1,115	0,892
F	126,5631	42,9728	33,6173		5	3,2162	0,667	3,4331	0,634	4,1948	0,522
n	35	35	35		6	5,3308	0,502	5,3336	0,502	5,9356	0,43
				7	6,781	0,452	6,7139	0,459	6,3597	0,498	
				Ramsey	F	p-valor	F	p-valor	F	p-valor	
					0,0884	0,9156	0,1966	0,8225	0,6291	0,5397	
				Exogeneidade Fraca	Defasagens = 1	Defasagens = 1	Defasagens = 1	Defasagens = 1	Defasagens = 1	Defasagens = 1	
					t	p-valor	t	p-valor	t	p-valor	
					-0,694	0,4932	-0,6717	0,5067	0,5355	0,5961	
				Normalidade	χ^2	p-valor	χ^2	p-valor	χ^2	p-valor	
					1,6359	0,4414	2,0098	0,3661	6,1570	0,0460	

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl 1.9.12 (2014).

Observações:

- * Significativo ao 1%, 5% e 10%
- Estatísticas t entre parênteses
- O número de defasagens para o teste ARCH e o teste Q foi calculado automaticamente pelo Gretl.

Segundo os resultados apresentados na tabela 16, os parâmetros dos modelos estimados para as especificações (1), (2) e (3) são significativos ao nível de confiança de 1%, tanto em significância individual como global. Além disso, os modelos têm bom ajuste já que o R^2 e o R^2 – Ajustado são razoáveis. Por outro lado, os valores calculados da estatística de Durbin – Watson situassem na faixa de não rejeição da hipótese nula de não presença de autocorrelação. Isto é um indicador de que os modelos estimados estão limpos e não apresentam problemas de autocorrelação serial.

No entanto, dadas as limitações do teste de Durbin – Watson e com a finalidade de corroborar se as estimações da primeira lei de Kaldor não apresentam problemas de heterocedasticidade e de autocorrelação serial, foram realizados os testes de Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva (ARCH) e o estatístico Q de Ljung – Box, os resultados destes testes são apresentados na tabela 16. Em relação ao teste ARCH, os

resultados mostram que nos modelos calculados não existe evidência da presença do efeito ARCH, ou seja, não se observa presença de heterocedasticidade com estrutura autorregressiva que esteja autocorrelacionada ao longo do tempo. Por outro lado, o estatístico Q de Ljung – Box, que testa a hipótese conjunta de que todos os coeficientes de autocorrelação são iguais a zero, mostra que não existe dependência entre os resíduos selecionados dentro do teste. Isto quer dizer, que as estimações econométricas estão limpas do problema de autocorrelação serial.

Na tabela 16 se apresentam também os resultados do teste de Ramsey, de exogeneidade fraca e de normalidade. Os resultados do teste de especificação correta de Ramsey sugerem que os modelos estimados estão corretamente especificados, pois segundo o p-valor da estatística F , não é possível rejeitar a hipótese nula de correta especificação para cada modelo calculado. Em relação à exogeneidade³⁰ das variáveis independentes, o teste de exogeneidade fraca mostra que é possível fazer inferências estatísticas válidas sobre os parâmetros dos modelos estimados para as especificações (1), (2) e (3), pois segundo os resultados, não é possível rejeitar a hipótese nula de não simultaneidade. Este teste foi realizado segundo o procedimento em duas fases de Hausman.

Por último, segundo o teste de normalidade, as especificações (1) e (2) apresentam normalidade nos resíduos dos modelos. No entanto, a especificação (3) não apresenta este suposto básico dos modelos de regressão lineal, pois a hipótese nula de normalidade nos erros é rejeitada ao nível de significância de 5%. Nesse sentido, e dado que o tamanho da mostra é pequeno (35 dados), pode-se dizer que o modelo estimado na especificação (3) não é confiável, pois a normalidade dos resíduos é uma suposição essencial para que os resultados do ajuste do modelo de regressão linear sejam confiáveis³¹.

Assim, baseando-se nos resultados das estimações e dos testes da tabela 16, pode se dizer que se apresenta uma relação positiva entre o crescimento da indústria manufatureira e a taxa de crescimento do valor agregado total da economia colombiana durante o período 1975 – 2010. Esta relação se mantém na especificação (2), a qual relaciona o crescimento dos

³⁰ O conceito de exogeneidade é o instrumento que usa a econometria moderna para responder aos problemas associados à relativa arbitrariedade das formas de especificação funcional, da seleção de variáveis exógenas e da crítica de Lucas. O cumprimento das condições de exogeneidade num modelo econométrico permite fazer inferências estatísticas válidas e obter prognósticos e simulações de política adequadas. Em termos gerais uma variável é exógena se é determinada fora do sistema analisado, sem perder informação importante em relação ao modelo construído. A exogeneidade vai depender dos parâmetros e do propósito do modelo estimado.

³¹ O cumprimento do suposto de normalidade é o fundamento da justificativa teórica para usar os testes estatísticos baseados nas distribuições t , F e X^2 , as quais são de isso comum na parte inferencial dos modelos estimados.

outros setores da economia com o crescimento da indústria manufatureira. Assim, se descarta a possibilidade de relação espúria na especificação (1), pelo fato de que o valor agregado manufatureiro faz parte do valor agregado total. É importante mencionar que os valores dos parâmetros estimados estão conforme aos argumentos de Kaldor (1966), pois o coeficiente da variável explicativa é menor que um.

No entanto, o fato de que os resultados da estimação da especificação (3) não fossem válidos durante o período 1975 – 2010 implica a ausência de uma das duas condições que, segundo Kaldor (1967) e corroborado por Thirwall (1983), validariam a importância da relação entre o setor manufatureiro e o valor agregado total da economia.

A importância das relações entre o crescimento da produção manufatureira e o crescimento do PIB apresentadas na tabela 1 foi testada (i) por referência à relação entre o crescimento do produto não manufatureiro (ou seja, PIB menos PIB da indústria manufatureira) e o crescimento da produção manufatureira; (ii) através da relação entre a taxa do crescimento do PIB e o excesso da taxa de crescimento da produção das manufaturas sobre a produção dos setores não manufatureiros. (KALDOR, 1967, p. 73, tradução nossa).

Nesse contexto, as relações positivas entre o valor agregado total e o valor agregado manufatureiro, encontradas nas estimações das especificações (1) e (2), não confirmam a plena validade da primeira *lei de Kaldor* na economia colombiana entre os anos 1975 – 2010, dado que durante esse período não se corroboram as hipóteses auxiliares de Kaldor (1967).

Por outro lado, calculando a taxa média de crescimento do valor agregado total e manufatureiro durante os anos 1975 - 2010 encontra-se que a média de crescimento do valor agregado total da economia colombiana foi 3,7%, enquanto que a taxa média de crescimento das manufaturas foi de 2,7%. Estes resultados sugerem que em média, ao longo do período de estudo, o crescimento da indústria manufatureira não puxou para acima o crescimento do valor agregado total. Além disso, é importante levar em consideração que efetivamente durante os anos 1975 – 2010 a indústria manufatureira na Colômbia apresenta claros sinais de desindustrialização, pois perde constantemente participação dentro do PIB, enquanto que o setor serviços aumenta sua contribuição dentro do produto nacional, tal e como foi apresentado na segunda parte do capítulo 2 deste trabalho.

No entanto, em alguns anos do período 1975 – 2010, o crescimento do valor agregado manufatureiro ficou acima do crescimento do valor agregado global da economia colombiana. Baseando-se em Kaldor (1967) e usando a estimação da especificação (1) (dado que foi corroborada a exogeneidade fraca da variável explicativa), poder-se-ia dizer que em média entre os anos 1975 – 2010, quando o setor industrial cresceu a taxas iguais ou superiores a

4,3%, a taxa de crescimento da indústria manufatureira ficou acima da taxa de crescimento do valor agregado total. Do mesmo modo, se a taxa de incremento da indústria manufatureira fosse menor a 4,3%, então o crescimento do valor agregado total ficaria acima da taxa de crescimento do setor manufatureiro.

Na tabela 75 se apresentam os anos do período 1975 – 2010, para os quais a taxa de crescimento do setor manufatureiro foi maior ao crescimento do valor agregado total da economia. Além disso, se acrescentou o crescimento potencial do valor agregado da economia colombiana. O crescimento potencial foi calculado por meio do filtro de Hodrick – Prescott (HP)³².

Tabela 17. Anos em que o crescimento do setor manufatureiro foi maior ao crescimento do valor agregado total e ao valor agregado potencial.

Taxas	1978	1979	1984	1986	1987	1989	1990	2000	2001	2003	2004	2006	2007
VA Manufatureiro	7,15	4,76	6,99	5,50	6,28	8,37	5,86	11,70	2,91	4,90	7,95	6,80	7,20
VA Total	6,25	4,32	3,56	5,33	5,60	5,12	4,86	2,73	1,56	3,80	5,38	6,30	6,44
VA Potencial	4,27	4,09	3,66	3,86	3,96	4,03	3,98	2,32	2,52	3,11	3,43	3,90	4,02

Fonte: Elaboração própria a partir de CONTAS NACIONAIS... (2014).

Observações:

- O crescimento potencial do valor agregado foi calculado seguindo as recomendações de Hodrick e Prescott (1980), onde se argumenta usar para dados de frequência anual um $\lambda = 100$

A informação estatística apresentada na tabela 17 mostra que em 13 dos 35 anos do período em estudo (1975 – 2010), o setor manufatureiro cresceu acima do valor agregado total da economia. Na maioria destes anos, o crescimento do setor manufatureiro foi superior ao 4,3%, o que valida o dado calculado com o modelo estimado para a especificação (1)³³. Igualmente, ao comparar o crescimento da indústria manufatureira com o crescimento potencial do valor agregado, encontra-se que precisamente nos anos em que o crescimento do setor manufatureiro excedeu o crescimento do valor agregado total, este último conseguiu crescer a taxas superiores ao crescimento potencial³⁴.

Por outro lado, na tabela 17 chama a atenção que além do ano 1990, não aparece mais informação para outros anos da década dos noventa. Isto quer dizer que (com exceção do ano 1990), durante a última década do século XX, o crescimento da indústria manufatureira ficou por baixo da taxa de crescimento do valor agregado total. Isto resulta ser um fato muito

³² Um dos métodos mais usados para obter o PIB potencial é suavizar a serie do PIB observado através do filtro de Hodrick-Prescott (HP). Esta aproximação recolhe de uma forma simples uma realidade econômica: que a atividade observada oscila em torno à sua tendência (nível potencial), o que gera os ciclos econômicos.

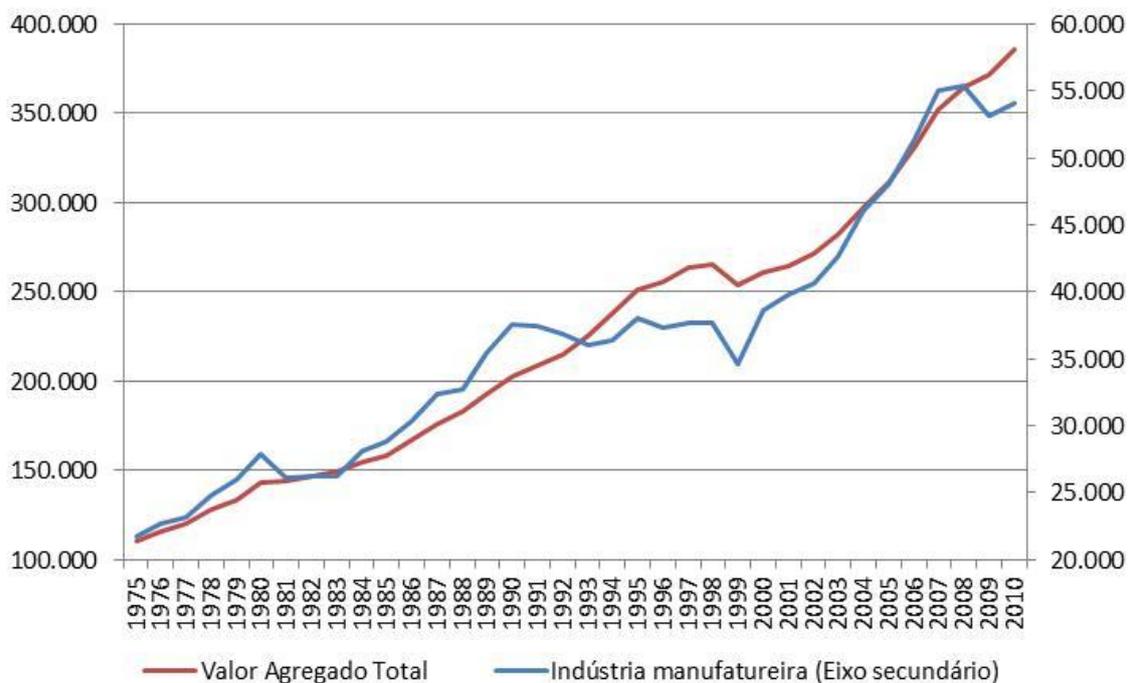
³³ Somente no ano 2001 o crescimento do setor manufatureiro ficou por baixo de 4,3%, mas mesmo assim, cresceu acima do valor agregado total (1,56). Isto se explica porque o modelo calculado para a especificação (1), na verdade é uma estimação de uma função contínua que se aproxima o melhor possível aos dados.

³⁴ Para os anos apresentados na tabela 15, somente no ano 1984 o crescimento observado do valor agregado ficou embaixo do seu crescimento potencial. No entanto, a diferença é só de 0,1 pontos percentuais.

importante, pois nos anos noventa se realizaram várias reformas económicas na Colômbia, que foram implementadas sob a justificativa da modernização da economia para atingir o desenvolvimento económico e social. Em especial foi implementado o modelo de liberalização económica e comercial, o qual procurava a modernização da estrutura produtiva e o aumento da competitividade da indústria nacional.

Para esclarecer mais um pouco o cenário da década dos noventa, o gráfico 11 apresenta em nível a evolução do valor agregado total e do valor agregado manufatureiro em termos reais. Nesse gráfico se observa que entre os anos 1975 e 1990, o setor manufatureiro e o valor agregado total da economia colombiana apresentam tendência de crescimento positiva (em termos reais, o valor agregado total cresceu 83%, enquanto que o setor manufatureiro cresceu 72,53%). Entre os anos 1991 e 1999, a situação mudou drasticamente, pois o setor manufatureiro se estagnou e decresceu durante a década dos noventa (em termos reais, o valor agregado total aumentou 21,54%, enquanto que a indústria manufatureira decresceu 7,45%). Por último, nos anos 2000 – 2010 o setor industrial apresenta uma forte tendência de recuperação e crescimento (em termos reais, o valor agregado total cresceu 47,84% e o setor manufatureiro 39,83% entre os anos 2000 e 2010).

Gráfico 11. Valor agregado real total e manufatureiro 1975 – 2010. Em milhes de milhões de pesos colombianos

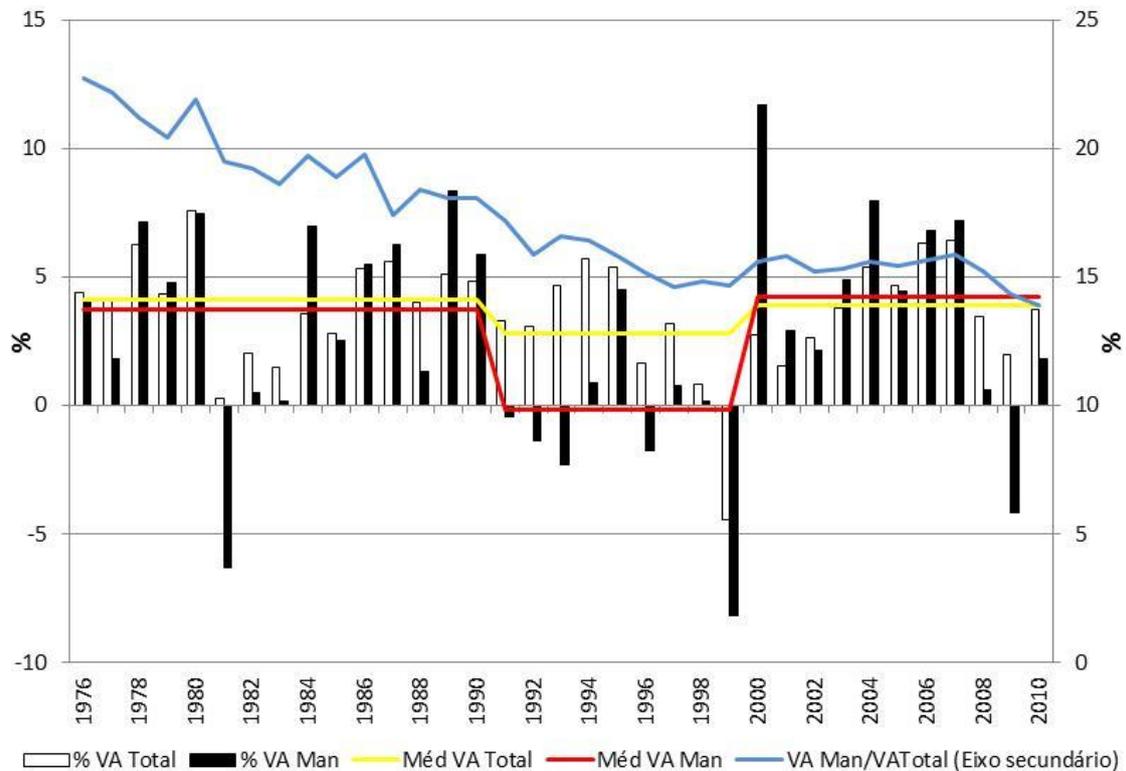


Fonte: Elaboração própria a partir de CONTAS NACIONAIS... (2014).

Assim, parece que a relação entre o crescimento do valor agregado total e o crescimento da indústria manufatureira (que é testada pela primeira *lei de Kaldor*), pode-se

subdividir em três subperíodos: o primeiro entre 1975 – 1990, o segundo entre 1991 – 1999 e o terceiro entre 2000 – 2010. No gráfico 12 se apresenta a evolução do crescimento do valor agregado total e manufatureiro e a participação deste último no valor agregado total da economia durante o período 1975 – 2010. Além disso, foi acrescentada a média de crescimento do valor agregado total e manufatureiro para os três subperíodos comentados acima.

Gráfico 12. Crescimento valor agregado total e da indústria manufatureira e participação das manufaturas na composição do valor agregado, no período 1975 – 2010



Fonte: Elaboração própria a partir de CONTAS NACIONAIS... (2014).

Pode-se observar no gráfico 12, que durante o período em estudo a relação entre o crescimento do setor agregado global e o setor manufatureiro apresenta bastante volatilidade. No entanto, nos anos 1975 – 1990, a média de crescimento do valor agregado global ficou acima da média do valor agregado manufatureiro (4,13% e 3,77% respectivamente). No período 1991 – 1999, a taxa média de incremento da indústria manufatureira caiu drasticamente em relação à taxa de incremento do valor agregado global (-0,18% e 2,83% respectivamente). No último subperíodo, entre os anos 2000 e 2010, a taxa média de crescimento do setor manufatureiro ficou acima do crescimento do valor agregado total da economia colombiana (4,22% e 3,88% respectivamente). Além disso, ao observar a evolução

da participação da indústria manufatureira dentro do valor agregado total durante os anos 1975 – 2010 pode-se dizer que o setor manufatureiro diminui constantemente sua participação dentro do valor agregado entre os anos 1975 e 1999 (entre esses anos a indústria manufatureira perdeu 8,05 pontos de participação dentro do valor agregado total). A partir do ano 2000 a participação do valor agregado das manufaturas dentro do valor agregado global se estabiliza ao redor de 15,53% e permanece relativamente igual até o ano 2008.

Desta forma, é necessário testar a validade da primeira *lei de Kaldor*, em cada um dos subperíodos propostos, pois cada um deles apresenta relações diferentes entre as variáveis que fazem parte da análise kaldoriana. No entanto dada a disponibilidade de dados de frequência trimestral³⁵, na análise a seguir será avaliada a primeira *lei de Kaldor* nos subperíodos de 1978:01 – 1990:04, 1991:01 – 1999:04 e 2000:01 – 2010:04.

4.2.2.1 Subperíodo 1978 – 1990

Os testes de raiz unitária para o subperíodo 1978:01 – 1990:04, foram feitos nas variáveis sem sazonalidade e com logaritmo natural.

Tabela 18. Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a primeira lei de Kaldor, no subperíodo 1978:01 – 1990:04

Variáveis	Defasagens	Teste Dickey Fuller Aumentado	p-valor
L_VATot	1	-2,29827	0,4277
D(L_VATot)	1	-6,90786	0,0000
L_VAMan	1	-1,61088	0,7759
D(L_VAMan)	1	-7,21222	0,0000
L_VANMan	1	-2,47076	0,3409
D(L_VANMan)	1	-6,84747	0,0000

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl 1.9.12 (2014).

Observação: Defasagens escolhidos pelo critério de Schwarz

Segundo os resultados apresentados na tabela 18, as variáveis valor agregado total (LVATot), valor agregado manufatureiro (LVAMan) e valor agregado não manufatureiro (LVANMan), são integradas de ordem 1 durante os anos 1977 e 1990. Isto quer dizer que as variáveis devem ser usadas em primeiras diferenças de logaritmo para não ter o risco de cair numa relação espúria. Além disso, é possível utilizar a metodologia de Mínimos Quadrados Ordinários para testar as relações estabelecidas na primeira lei de Kaldor.

³⁵ Como foi mencionado na parte de Fonte de Dados, a informação sobre contas nacionais trimestrais está disponível somente a partir do ano 1977. Mas pelo fato de trabalhar com diferenças em logaritmo trimestrais anualizadas, a série perde um ano e começa a partir de 1978.

Usou-se a primeira diferença de logaritmo para as informações trimestrais anuais. Desta forma, foram feitas as estimações das especificações (1), (2) e (3), usando a metodologia de MQO. No entanto, o resultado obtido apresentou sérios problemas de autocorrelação serial, razão pela qual se decidiu fazer novas estimações usando o método iterativo de Cochrane – Orcutt, o qual ajusta o modelo de correlação serial no termo de erro e assim obtém erros-padrão válidos para as estimativas econométricas. Este procedimento faz parte das metodologias de Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis – MQGF. Adicionalmente, foram feitos testes de consistência estatística, para ter certeza da validade econométrica das estimações. Os resultados são apresentados na tabela 19.

Tabela 19. Estimação econométrica da primeira lei de Kaldor no período 1978:01 – 1990:04

Variável	(1)	(2)	(3)	Teste	Especificação (1)		Especificação (2)		Especificação (3)		
	\hat{g}_y	\hat{g}_{nm}	\hat{g}_y		LM	p-valor	LM	p-valor	LM	p-valor	
c	0,0294 *	0,0353*	0,0410*	ARCH	Defasagens = 4		Defasagens = 4		Defasagens = 4		
	(5,972)	(5,938)	(7,549)		LM	p-valor	LM	p-valor	LM	p-valor	
\hat{g}_m	0,3195 *	0,1819**			2,1511	0,7080	2,4318	0,6569	2,0155	0,7329	
	(5,331)	(2,553)		Estatística Q	Defasagens	Q	p - valor	Q	p - valor	Q	p - valor
$(\hat{g}_m - \hat{g}_{nm})$			0,0586		1	0,2897	0,59	0,3482	0,555	0,0136	0,907
			(0,7523)		2	0,9419	0,624	1,0586	0,589	0,8204	0,664
R^2	0,6293	0,4606	0,4198		3	2,0534	0,561	2,0929	0,553	2,1061	0,551
R^2 Ajustado	0,6218	0,4496	0,4080		4	7,2769	0,122	7,1996	0,126	4,057	0,398
Durbin - Watson	1,8224	1,8091	1,8130		5	7,3089	0,199	7,2298	0,204	4,6209	0,464
F	28,4164	6,5194	0,5660		6	10,1564	0,118	10,2572	0,114	7,6847	0,262
n	51	51	51		7	10,3814	0,168	10,5595	0,159	7,6957	0,36
					8	12,3953	0,134	12,6486	0,125	9,2567	0,321
					9	12,6923	0,177	12,9326	0,166	9,625	0,382
				10	12,7728	0,237	13,0481	0,221	9,657	0,471	
				Ramsey	F	p-valor	F	p-valor	F	p-valor	
					1,0075	0,3731	0,3581	0,7009	0,5084	0,6048	
				Exogeneidade Fraca	Defasagens = 1	t	p-valor	Defasagens = 1	t	p-valor	
					0,7582	0,4522	0,7566	0,4532	3,79	0,0004	
				Normalidade	χ^2	p-valor	χ^2	p-valor	χ^2	p-valor	
					5,332	0,0695	4,9502	0,0842	0,817	0,6646	

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl 1.9.12 (2014).

Observações:

- * Significativo ao 1%, 5% e 10%
- Estatísticas t entre parênteses
- O número de defasagens para o teste ARCH e o teste Q foi calculado automaticamente pelo Gretl.

Segundo os resultados apresentados na tabela 19, os parâmetros das especificações (1) e (2) são significativos individual e globalmente. As estimações têm um bom ajuste e o estatístico DW mostra não presença de autocorrelação serial. Além disso, os testes de consistência estatística para as especificações (1) e (2) mostram a não presença do efeito ARCH, e o estatístico Q de Ljung – Box corrobora a ausência de correlação serial entre os resíduos. Os modelos estão bem especificados (teste de Ramsey), apresentam normalidade nos resíduos e se garante a exogeneidade fraca da variável explicativa.

No entanto, na estimação feita para a especificação (3), os resultados não foram satisfatórios. A variável explicativa não tem significância individual e os parâmetros do modelo calculado não são significativos globalmente. Além disso, não foi possível estabelecer a exogeneidade fraca da variável explicativa na estimação da especificação (3), o que impossibilita qualquer tipo de inferência estatística no modelo estimado.

Assim, segundo os resultados das estimações (1) e (2), parece existir uma relação entre o crescimento da indústria manufatureira e as taxas de crescimento do valor agregado total da economia e do valor agregado não manufatureiro na Colômbia entre os anos 1978 e 1990. Não obstante, o fato de que a estimação da especificação (3) não fosse corroborada durante o período 1978:01 – 1990:04 implica a ausência de uma das condições auxiliares que segundo Kaldor (1967) validaria a importância da relação entre o setor manufatureiro e o valor agregado total da economia. Além disso, a indústria manufatureira perdeu constantemente participação dentro do PIB da economia colombiana durante esse período. Passou de representar 21,76% no ano 1978 a 16,49% em 1990.

Por tanto, com base nos resultados econométricos apresentados, e segundo os argumentos de Kaldor (1967) e Thirwall (1983), não é possível confirmar plenamente a validade da primeira *lei de Kaldor* na economia colombiana durante o período 1978:01 – 1990:04.

4.2.2.2 Subperíodo 1991 – 1999

Os resultados dos testes de raiz unitária para os anos 1991 – 1999 se apresentam a continuação:

Tabela 20. Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a primeira lei de Kaldor no subperíodo 1991:01 – 1999:04

Variáveis	Defasagens	Teste Dickey Fuller Aumentado	p-valor
L_VATot	1	0,855743	0,9997
D(L_VATot)	1	-2,43091	0,3633
DD(L_VATot)	1	-16,7132	0,0000
L_VAMan	1	-2,11941	0,5176
D(L_VAMan)	1	-4,83361	0,0023
L_VANMan	2	0,568245	0,9995
D(L_VANMan)	2	-2,65466	0,2559
DD(L_VANMan)	2	-7,09735	0,0000

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl 1.9.12 (2014).
Observação: Defasagens escolhidos pelo critério de Schwarz

Segundo as informações apresentadas na tabela 20, as variáveis valor agregado total (LVATot) e valor agregado não manufatureiro (LVANMan) são integradas de ordem 2, ou seja, são estacionárias só na segunda diferença das variáveis. Por sua vez, a variável de valor agregado manufatureiro (LVAMan) é integrada de ordem 1. Assim, para poder estabelecer as relações kaldorianas segundo as especificações da primeira lei de Kaldor entre essas variáveis no período 1991:01 – 1999:04 é necessário testar a cointegração para poder estabelecer relações de estabilidade de longo prazo entre essas variáveis. A continuação se apresentam os resultados do teste de cointegração de Johansen.

Tabela 21. Teste de cointegração de Johansen no período 1991:01 – 1999:04

Variáveis: LVATotal e LVAMan

Tipo de teste: Traço

Ho	Eigenvalue	Traço Estatística	Valor crítico (5%)	p - valor
None	0,490298	26,92608	20,26184	0,0052
At most 1	0,111318	4,01252	9,16455	0,4103

Variáveis: LVANMan e LVAMan

Tipo de teste: Traço

Ho	Eigenvalue	Traço Estatística	Valor crítico (5%)	p - valor
None	0,489701	26,9607	20,26184	0,0051
At most 1	0,11326	4,08692	9,16455	0,3993

Variáveis: LVATotal e LVANMan

Tipo de teste: Traço

Ho	Eigenvalue	Traço Estatística	Valor crítico (5%)	p - valor
None	0,475303	25,58229	20,26184	0,0084
At most 1	0,10191	3,654501	9,16455	0,4660

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Eviews 5.0 (2014).

Os resultados do teste de cointegração de Johansen (Tabela 21), mostram que as variáveis de valor agregado total (LVATot), valor agregado manufatureiro (LVAMan) e valor agregado não manufatureiro (LVANMan) apresentam pelo menos um vetor de cointegração, o que quer dizer que essas variáveis têm uma relação de equilíbrio no longo prazo. Assim, é possível usar as relações funcionais das especificações da primeira lei de Kaldor durante o período 1991:01 – 1999:04. Além disso, pôde-se utilizar a metodologia de MQO sem correr o risco de cair numa relação espúria.

As estimações das especificações (1), (2) e (3) pelo método de MQO apresentaram sérios problemas de autocorrelação serial. Para corrigir esse problema, usou-se o

procedimento de Prais - Winsten³⁶, que faz parte da metodologia de Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis – MQGF. Os resultados das estimações da primeira lei de Kaldor usando dados trimestrais no período 1991 – 1999 se apresentam a continuação:

Tabela 22. Estimação econométrica da primeira lei de Kaldor no período 1991:01 – 1999:04

Variável	(1)	(2)	(3)
	ξ_y	ξ_{nm}	ξ_y
c	0,0087 (0,3147)	0,011 (0,3597)	0,0074 (0,2296)
ξ_m	0,1910 * (3,009)	0,0553 (0,7343)	
$(\xi_m - \xi_{nm})$			0,0171 (0,2494)
R ²	0,8345	0,7686	0,7906
R ² Ajustado	0,8297	0,7618	0,7845
Durbin - Watson	2,6989	2,7050	2,2128
F	8,9710	0,5204	0,0057
n	36	36	36

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl 1.9.12 (2014).

Observações:

* Significativo ao 1%, 5% e 10%

Estatísticas t entre parênteses

Segundo os resultados apresentados na tabela 22, as estimações feitas para a primeira lei de Kaldor durante o período de 1991:01 – 1999:04 são totalmente insatisfatórias. Na estimação da especificação (1), a variável explicativa é significativa individualmente, mas o modelo não tem significância global, e o estatístico de Durbin-Watson sugere a presença de autocorrelação serial negativa. A estimação da especificação (2), não tem significância individual e global dos parâmetros e o estatístico Durbin-Watson também sugere a existência de autocorrelação negativa. A mesma situação acontece na estimação da especificação (3), pois nenhuma das variáveis é significativa individualmente e também não apresenta significância global dos parâmetros³⁷.

Dados os resultados das estimações das especificações (1), (2) e (3), pode-se dizer que na década dos noventa não se apresenta nenhum tipo de relação entre o crescimento do valor

³⁶ Dado que o tamanho da amostra durante o período 1991:01 – 1999:04 é de 36 dados, se decidiu usar o procedimento Prais – Winten por ser aconselhando em amostras pequenas.

³⁷ Dado que as estimações para as especificações da primeira lei de Kaldor no período 1991:01 – 1999:04, não apresentam significância individual e global dos parâmetros, e não foi possível a corrigir a autocorrelação serial, se decidiu não fazer os demais testes para validar a consistência estatística das estimações econométricas.

agregado manufatureiro e o crescimento do valor agregado total da economia colombiana. Esta situação se explica pelo fato de que ao longo dos anos noventa, a indústria manufatureira colombiana apresentou uma forte estagnação e diminuição na sua contribuição no produto total da economia. Além disso, durante a década dos noventa, a economia colombiana registrou fortes sinais de desindustrialização, pois passou de representar 16,13% do PIB em 1991 a 13,77% em 1999.

Por conseguinte, não é possível estabelecer e corroborar a validade da primeira *lei de Kaldor* durante a década de 1990. Por outro lado, a evidência econométrica apresentada durante o período 1991:01 – 1999:04, aponta também na direção dos argumentos feitos por Clavijo, Vera e Fandiño (2012), segundo os quais a verdadeira “década perdida” da indústria colombiana foi a década dos noventa e não a década dos oitenta como usualmente se afirma.

4.2.2.3 Subperíodo 2000 – 2010

Os resultados do teste de raiz unitária se apresentam a continuação:

Tabela 23. Testes de raiz unitária com intercepto e tendência para a primeira lei de Kaldor no subperíodo 2000:01 – 2010:04

Variáveis	Defasagens	Teste Dickey Fuller Aumentado	p-valor
L_VATot	1	-2,58613	0,2882
D(L_VATot)	1	-4,18898	0,0046
L_VAMan	2	-2,86972	0,1820
D(L_VAMan)	2	-9,20428	0,0000
L_VANMan	1	-2,68246	0,2486
D(L_VANMan)	1	-6,72807	0,0000

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl 1.9.12 (2014).

Observação: Defasagens escolhidos pelo critério de Schwarz

Com base nos resultados dos testes de raiz unitária apresentados na tabela 23, pode se observar que as variáveis valor agregado total (LVATot), valor agregado manufatureiro (LVAMan) e valor agregado não manufatureiro (LVANMan) são integradas de ordem 1. Ou seja, é necessário usar as variáveis em primeiras diferenças de logaritmo, para que sejam estacionárias. Além disso, é possível usar a metodologia de MQO diretamente para estimar as especificações (1), (2) e (3) da primeira lei de Kaldor, sem ter o risco de cair numa relação espúria.

Os resultados das estimações pelo método de MQO apresentaram graves problemas de autocorrelação serial. Para corrigir essa situação, foi empregado o procedimento de Prais –

Winsten. No caso da especificação (3), foi necessário adicionar defasagens para remover satisfatoriamente os problemas de autocorrelação serial. Os resultados das estimações se apresentam na seguinte tabela:

Tabela 24. Estimação econométrica da primeira lei de Kaldor no período 2000:01 – 2010:04

Variável	(1)	(2)	(3)	Teste	Especificação (1)		Especificação (2)		Especificação (3)	
	g_y	g_{nm}	g_y		Defasagens = 4	p-valor	Defasagens = 4	p-valor	Defasagens = 4	p-valor
c	0,2079** (2,696)	0,0247* (2,752)	0,0268* (4,147)	ARCH	LM	1,3172	LM	1,513	LM	4,5417
g_m	0,2898* (5,993)	0,1646* (2,909)			p-valor	0,8584	p-valor	0,824	p-valor	0,3376
$(g_m - g_{nm})$			0,2118* (3,021)	Estatística Q	Q	0,673	Q	0,684	Q	0,0001
$g_y - (3)$			0,3286** (2,506)		p-valor	0,412	p-valor	0,408	p-valor	0,991
R^2	0,7870	0,7455	0,6727		1	2,5636	2,706	0,258	0,0016	0,999
R^2 Ajustado	0,7819	0,7395	0,6555		2	5,2081	5,66	0,129	0,0021	1,000
Durbin - Watson	1,9267	1,9389	1,9132		3	6,4175	6,897	0,141	2,6124	0,625
F	31,4083	3,2164	7,416		4	6,4438	6,923	0,226	4,3814	0,496
n	44	44	41		5	8,4577	9,038	0,171	4,563	0,601
					6	8,5615	9,141	0,243	6,690	0,462
				7	10,6814	11,31	0,185	11,313	0,185	
				8	F	0,2207	F	1,7129	F	1,06964
				Ramsey	p-valor	0,9252	p-valor	0,1933	p-valor	0,35379
				Exogeneidade Fraca	Defasagens = 1	t	0,2207	Defasagens = 1	t	0,95
					p-valor	0,9252	p-valor	0,348	p-valor	-0,5715
				Normalidade	χ^2	4,5981	χ^2	4,0370	χ^2	0,1608
					p-valor	0,10035	p-valor	0,1328	p-valor	0,9227
				Colinearidade	-	-	-	Variável	VIF	
								$(g_m - g_{nm})$	1,004	
								$g_y (3)$	1,004	

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl versão 1.9.12 (2014).

Observações:

- * Significativo ao 1%, 5% e 10%
- Estatísticas t entre parênteses
- O número de defasagens para o teste ARCH e o teste Q foi calculado automaticamente pelo Gretl.
- O teste de colinearidade corresponde ao cálculo de Fatores de Inflacionamento da Variância (VIF)³⁸

Segundo os resultados apresentados na tabela 24, os resultados das estimações (1), (2) e (3) da primeira *lei de Kaldor* no período 2000:01 – 2010:04, são bastante diferentes. Os parâmetros estimados são significativos individualmente e todas as estimações apresentam significância global. Os modelos calculados tem um bom ajuste respeito aos dados e nas estimações (1) e (2), o estatístico de Durbin Watson indica a ausência de problemas de autocorrelação serial³⁹.

Do mesmo modo, os testes de consistência estatística apresentados na mesma tabela mostram para todas as estimações da primeira *lei de Kaldor*, a ausência do efeito ARCH, confirmam a remoção dos problemas de autocorrelação serial e a adequada especificação

³⁸ No cálculo de Fatores de Inflacionamento da Variância (VIF), resultados acima de 10 podem indicar problemas de colinearidade.

³⁹ Pelo fato de incluir defasagens da variável dependente na estimação da especificação (3), a estatística de Durbin Watson perde validade.

funcional. Também se garante a normalidade dos resíduos, se corrobora a não presença de colinearidade na estimação da especificação (3) e se estabelece a exogeneidade fraca das variáveis explicativas.

Dados os resultados satisfatórios das estimações e dos testes de consistência estatística, pode-se dizer que os coeficientes estimados nas especificações da primeira lei de Kaldor durante o período 2000:01 – 2010:04, estão conforme os argumentos de Kaldor (1966), pois são menores à unidade. Além disso, é possível dizer que existe uma relação positiva entre o crescimento do setor manufatureiro e o crescimento do valor agregado total da economia colombiana durante a primeira década do século XXI. Esta relação se mantém na especificação (2), a qual relaciona o crescimento dos outros setores da economia com o crescimento da indústria manufatureira, descartando assim qualquer tipo de relação espúria entre as variáveis.

Assim, os resultados satisfatórios das estimações para as especificações (2) e (3), durante o período 2000:01 – 2010:04, validam as duas condições formuladas por Kaldor (1967) e corroboradas por Thirlwall (1983) para estabelecer a importância da relação entre o crescimento da indústria manufatureira e o crescimento do valor agregado total da economia. Por outro lado, durante o período 2000:01 – 2010:04, a média de crescimento do setor manufatureiro ficou acima da taxa média de crescimento do valor agregado total (4,07% e 3,58% respectivamente), o que quer dizer que em média o crescimento da indústria manufatureira puxou para acima o crescimento da economia em conjunto.

Além disso, durante os oito primeiros anos da primeira década do século XXI, a indústria colombiana conseguiu estabilizar a sua participação dentro do produto nacional. Isto quer dizer que a tendência à desindustrialização iniciada na segunda metade dos anos setenta (como foi apresentado na segunda parte do capítulo 2 deste trabalho), parou durante os anos 2000 – 2008. Os efeitos da crise internacional bateram forte na indústria manufatureira colombiana, pois nos anos 2009 e 2010 diminuiu sua participação dentro do PIB, registrando 13,16% e 12,76% respectivamente. Desta forma, com base na evidência econométrica apresentada e algumas preposições secundárias, pode-se dizer que durante a primeira década do século XXI, se valida a primeira *lei de Kaldor* na economia colombiana. .

No obstante, é necessário mencionar que a validade da primeira *lei de Kaldor* na Colômbia durante os anos 2000, tem que ser recebida com uma salvaguarda. A pesar de o setor manufatureiro ter apresentado uma boa recuperação em relação à década anterior (caraterizada por um maior e sustenido crescimento no valor agregado), a participação das manufaturas dentro do PIB não se incrementa significativamente, pois entre os anos 2000 –

2010, a indústria manufatureira representou em média 14,03% do PIB, cifra que é menor à registrada durante a segunda metade dos anos setenta (20%). Isto se reflete no valor da elasticidade valor agregado total – valor agregado manufatureiro, calculada na estimação da especificação (1). Esse valor foi de 0,28 o que quer dizer que um incremento de um ponto porcentual no valor agregado da indústria manufatureira incrementa o valor agregado total em 0,28 pontos porcentuais. Efetivamente é um valor pequeno em comparação aos resultados obtidos nos trabalhos para países desenvolvidos de Kaldor (1967) e de Cripps e Tarling (1973), nos quais a elasticidade valor agregado total – valor agregado manufatureiro ficou acima de 0,6. Nesse sentido, Kaldor (1967, tradução nossa) diz “Que o crescimento do produto manufatureiro e o crescimento do PIB estejam altamente correlacionados não é surpreendente, toda vez que as manufaturas representam uma grande proporção (entre 25% e 40%) do PIB total dos países considerados.”

4.3 SEGUNDA LEI DE KALDOR

As especificações que serão usadas para testar a validade da segunda *lei de Kaldor* na economia colombiana durante o período 1975 - 2010 são as seguintes:

$$p_m = a + bg_m \quad (4)$$

Onde p_m é a taxa de crescimento da produtividade do trabalho manufatureiro, g_m a taxa de crescimento do valor agregado da indústria manufatureira, a é a taxa autônoma de crescimento da produtividade, e o coeficiente b é chamado de *coeficiente de Verdoorn*⁴⁰.

No entanto, a especificação da equação (4) apresenta problemas já que por definição, $p_m = g_m - e_m$, onde e_m é a taxa de crescimento do emprego no setor manufatureiro.

Por tanto, g aparece nos dois lados da equação, o que causaria uma relação espúria entre as variáveis p e g . Para evitar esse problema, Kaldor fez uma nova especificação da relação estabelecida na equação (4). Substituindo a taxa de crescimento da produtividade do trabalho manufatureiro na equação (4) por $p_m = g_m - e_m$ chega-se à seguinte expressão funcional,

$$e_m = a^* + b^* g_m \quad (5)$$

⁴⁰ A explicação teórica da segunda lei de Kaldor foi apresentada no primeiro capítulo deste trabalho.

Sendo $b^* = 1 - b$ e $a^* = -a$

Como se apresentou no primeiro capítulo deste trabalho, a interpretação dos resultados empíricos vai depender do valor e a significância estatística dos coeficientes b e b^* . Se $b = 0$ e $b^* = 1$ se descarta a hipótese de retornos crescentes a escala, no entanto se $0 < b$ e $0 < b^* < 1$ permite aceitar essa hipótese.

Assim, com base nas especificações (4) e (5) se usaram neste trabalho, as seguintes series temporais para testar a validade da segunda *lei de Kaldor* na economia colombiana durante o período em estudo:

- a) LVAMan = Logaritmo do valor agregado manufatureiro a preços constantes de 2005;
- b) LEMan = Logaritmo do emprego no setor manufatureiro;
- c) LPMan = Logaritmo da produtividade do setor manufatureiro a preços constantes de 2005.

A metodologia para testar a segunda *lei de Kaldor* é semelhante à empregada na validação da primeira lei. Assim, se começa fazendo uma análise de longo prazo com dados de frequência anual durante o período 1975 – 2010 e depois se utilizam dados de maior frequência para analisar as mesmas relações, mas em diferentes intervalos de tempo, dentro do período em estudo.

4.3.1 Evidências para Colômbia

O trabalho de CID (2006) testa a segunda *lei de Kaldor* na Colômbia no período 1976 – 2000, com dados de series temporais e de corte transversal. As estimações com series temporais para as especificações (4) e (5) mostram que a taxa de crescimento da produção manufatureira é significativa nas duas especificações funcionais. No entanto, CID (2006) não conseguiu estabelecer a exogeneidade fraca da taxa de crescimento industrial, o que impossibilita realizar qualquer inferência estatística. Adicionalmente, os modelos calculados apresentam problemas de autocorrelação serial. As estimações com dados de corte transversal para as especificações (4) e (5) mostram resultados satisfatórios. As regressões apresentam boas propriedades estatísticas. Não existe evidência de autocorrelação serial, os erros têm distribuição normal e os R^2 são bons. A taxa de crescimento do produto industrial é significativa nas duas especificações da *lei de Verdoorn - Kaldor*. Para determinar a presença

o não de retornos crescentes de escala na indústria manufatureira colombiana, CID (2006) incorpora dentro da análise uma variável de capital, a qual resulta ser significativa e com o sinal esperado. O cálculo de retornos crescentes a escala mostra um resultado de 2,28⁴¹, o que evidencia a existência de retornos crescentes de escala no setor manufatureiro. Assim, CID (2006) valida a *lei de Verdoorn – Kaldor* na economia colombiana durante o período 1976 – 2010.

Moreno (2008) também testa econométricamente a validade da segunda *lei de Kaldor* na Colômbia no período 1981 – 2004. Acrescenta dentro da análise uma variável de capital para estimar os retornos crescentes de escala. Os resultados das regressões são satisfatórios, têm um bom ajuste respeito aos dados e os coeficientes são significativos e com o sinal esperado. No entanto, Moreno (2008), não valida a presença de retornos crescente de escala na indústria manufatureira colombiana, o valor calculado foi 0,83⁴². Este resultado contradisse os resultados obtidos por CID (2006), onde não foi rejeitada a hipótese de existência de retornos crescentes a escala.

Por último, a tese de doutorado de Moncayo (2011) testa também a segunda *lei de Kaldor* na Colômbia e na América Latina. As estimações feitas para Colômbia são divididas em dois períodos, 1950 – 1970 e 1971 – 2005. Moncayo (2011) estimou somente a especificação (5) com dados de séries temporais, aqui analisaremos os resultados obtidos no período 1971 – 2005, por corresponder relativamente ao período analisado neste trabalho. O autor faz a estimacão da especificação (5) em duas versões, a primeira sem variável de capital e a segunda acrescentando uma variável proxy do capital. Na primeira versão, o coeficiente do valor agregado manufatureiro é significativo, e se apresentam retornos crescentes de escala. O autor calcula retornos de escala de aproximadamente 1,81. No entanto, ao incluir uma variável proxy do capital, o coeficiente do valor agregado deixa de ser significativo.

Segundo Moncayo (2011), os resultados das estimacões da segunda *lei de Kaldor* na Colômbia durante os anos 1971 – 2005 não são definitivos, pois se trata do período de desindustrialização da economia colombiana. As relações entre as variáveis estabelecidas na segunda *lei de Kaldor* têm sentidos diferentes no período de industrialização e de desindustrialização. Moncayo (2011), baseando-se em Ros (2004) argumenta que na fase de industrialização, se confirma o modelo teórico kaldoriano, porque o aumento da produtividade

⁴¹ Para este cálculo CID (2006) utiliza a seguinte expressão: $V = (1 - b_2)/b_1$, onde b_2 = Coeficiente da taxa de crescimento industrial e b_1 = Coeficiente da taxa de crescimento do capital.

⁴² Para calcular os retornos de escala, Moreno (2008) utiliza a mesma metodologia de CID (2006).

laboral manufatureira (resultante do crescimento acelerado desse setor) está acompanhado de um aumento do emprego industrial; o contrario acontece no período de desindustrialização.

4.3.2 Período 1975 – 2010

Antes de fazer as regressões para as especificações funcionais da segunda *lei de Kaldor*, é necessário estabelecer se as series temporais são estacionarias ou não⁴³. Isto para ter certeza de não estar incorrendo em relações espúrias. Os resultados do teste de raiz unitária para dados anuais no período 1975 – 2020 se apresentam a continuação:

Tabela 25. Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a segunda lei de Kaldor no subperíodo 1975 – 2010

Variáveis	Defasagens	Teste Dickey Fuller Aumentado	p-valor
L_Eman	1	-1,49288	0,8124
D(L_EMan)	1	-5,65513	0,0001
L_VAMan	1	-2,03635	0,5613
D(L_VAMan)	1	-5,30376	0,0007
L_PMan	1	-1,32223	0,8651
D(L_PMan)	1	-4,69045	0,0007

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl 1.9.12 (2014).

Observação: Defasagens escolhidos pelo critério de Schwarz

Segundo os resultados dos testes de raiz unitária, as variáveis emprego do setor manufatureiro (LEMan), valor agregado manufatureiro (LVAMan) e produtividade do setor manufatureiro (LPMan), são integradas de ordem 1 durante o período 1975 - 2010. Isto quer dizer que as variáveis devem ser usadas em primeiras diferenças de logaritmo para não ter o risco de cair numa relação espúria. Além disso, é possível utilizar a metodologia de Mínimos Quadrados Ordinários para testar as relações estabelecidas na primeira lei de Kaldor. Os resultados das estimações para as especificações (4) e (5) pelo método de MQO, não apresentaram problemas de autocorrelação ou heterocedasticidade, pelo qual não foi necessário empregar nenhum método de correção. Os resultados se apresentam a continuação:

⁴³ Uma série temporal é dita estacionária quando ela se desenvolve no tempo aleatoriamente ao redor de uma média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável.

Tabela 26. Estimação econométrica da segunda lei de Kaldor no período 1975 - 2010

Variável	(1)	(2)	Teste		Especificação (4)		Especificação (5)	
	p_m	e_m			Defasagens = 1	Defasagens = 1		
C	-0,0172 (-1,520)	0,0172 (1,520)	ARCH		LM	p-valor	LM	p-valor
g_m	0,5645* (2,797)	0,4356** (2,158)			1,2106	0,2712	1,21061	0,2712
R^2	0,2341	0,1539	Estatística Q	Defasagens	Q	p - valor	Q	p - valor
R^2 Ajustado	0,2102	0,1275		1	1,0346	0,309	1,0346	0,309
Durbin - Watson	1,6421	1,6421		2	1,0469	0,592	1,0469	0,592
F	7,8228	4,6563		3	1,858	0,602	1,858	0,602
n	34	34		4	2,224	0,695	2,224	0,695
$R.E$		2,30		5	4,3363	0,502	4,3363	0,502
				6	4,9052	0,556	4,9052	0,556
			7	4,9133	0,671	4,9133	0,671	
			Ramsey		F	p-valor	F	p-valor
					2,0525	0,162	2,0525	0,162
			Exogeneidade Fraca		Defasagens = 1		Defasagens = 1	
					t	p-valor	t	p-valor
					-0,6612	0,5135	0,2683	0,7903
			Normalidade		χ^2	p-valor	χ^2	p-valor
					5,897	0,05243	5,897	0,05243

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl versão 1.9.12 (2014).

Observações:

- * Significativo ao 1%, 5% e 10%
- Estatísticas t entre parênteses
- O número de defasagens para o teste ARCH e o teste Q foi calculado automaticamente pelo Gretl.
- O teste de colinearidade corresponde ao cálculo de Fatores de Inflacionamento da Variância (VIF)⁴⁴
- Os Retornos de Escala R.E, foram calculados pelo inverso do coeficiente de g_m .

Na informação apresentada na tabela 26, pode-se observar que os parâmetros das variáveis explicativas das estimações (4) e (5) são significativos individualmente, enquanto que as constantes não são significativas. No entanto, dado que o coeficiente encontrado para as variáveis explicativas é significativo e inferior à unidade como argumenta Kaldor (1966) e, além disso, os modelos calculados apresentam significância global, pode-se dizer que as estimações continuam sendo válidas em sentido kaldoriano. O ajuste dos modelos calculados não é bom, mas o estatístico Durbin – Watson sugere a não presença de autocorrelação serial.

Os testes de consistência estatística apresentados na tabela 24 mostram que as estimações das especificações (4) e (5), não apresentam efeito ARCH, os resíduos dos modelos não estão correlacionados, os modelos estão adequadamente especificados, não se

⁴⁴ No cálculo de Fatores de Inflacionamento da Variância (VIF), resultados acima de 10 podem indicar problemas de colinearidade.

rejeita a normalidade dos resíduos e se estabelece a exogeneidade fraca das variáveis explicativas.

Assim, os resultados econométricos sugerem que durante o período de 1975 – 2010 se apresenta na economia colombiana, uma relação positiva entre o crescimento do valor agregado manufatureiro, com o crescimento da produtividade manufatureira, e com o nível de emprego da indústria manufatureira. Segundo os resultados das estimações (4) e (5), o *coeficiente de Verdoorn* (b) é 0,5645 o que está em linha com a literatura sobre o tema, pois nos estudos empíricos usualmente se obtém coeficientes de Verdoorn em volta de 0,5 (PARIKH, 1978; DE VRIES, 1980; CHATTERJI; WICKENS, 1983).

Por outro lado, analisando as estimações das especificações (4) e (5), poder-se-ia dizer que durante o período 1975 – 2010, a indústria manufatureira colombiana apresentou retornos crescentes de escala. O coeficiente b é diferente de 0 ($b = 0,5645$) e o coeficiente b^* é diferente de 1 ($b^* = 0,4356$). Além disso, $0 < b$ e $0 < b^* < 1$, o que permitiria aceitar a hipótese de retornos crescentes. Usando a estimação da especificação (5), se calculam retornos de escala de 2,29 o que equivale a ter retornos crescentes de escala. No entanto, o baixo valor do coeficiente de correlação nas estimações (4) e (5) induzem sérias dúvidas sobre a validade desses resultados.

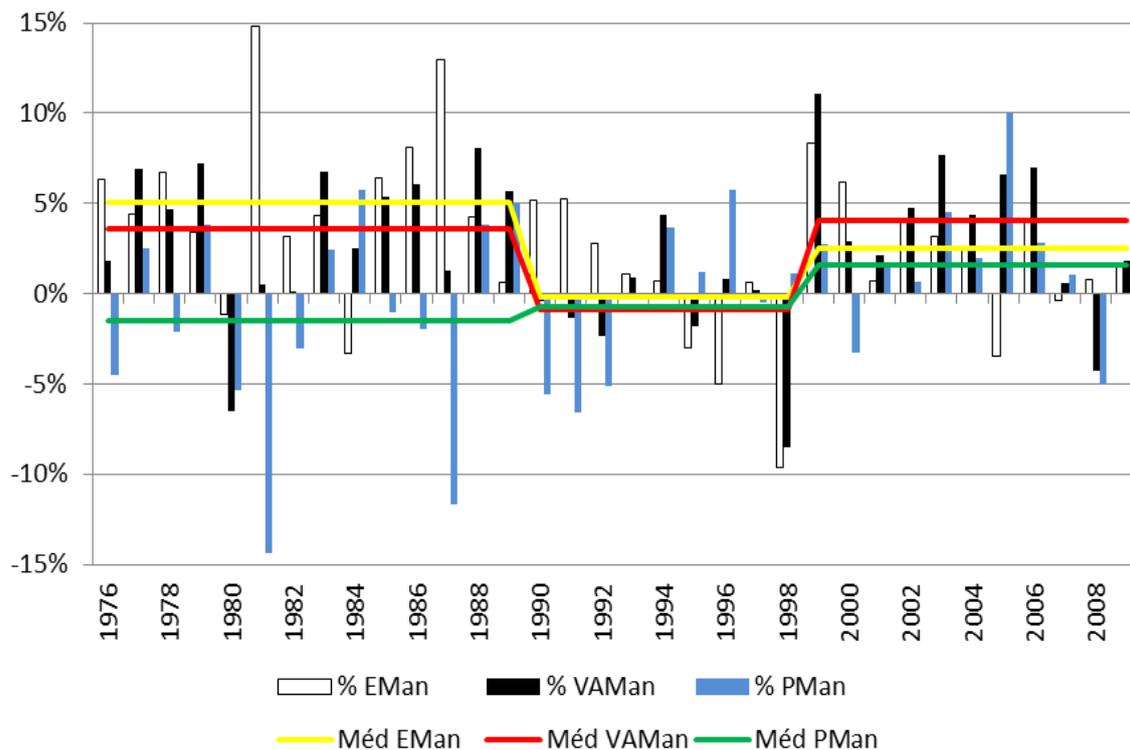
Além disso, ao analisar os dados utilizados na estimação das especificações (4) e (5) da segunda lei de Kaldor no período 1975 - 2010 encontra-se que a média de crescimento do valor agregado manufatureiro ficou embaixo da média de crescimento do emprego manufatureiro (2,55% e 3,00% respectivamente). Mas também, a média da produtividade da indústria manufatureira foi negativa (-0,14%). Assim, a condição auxiliar de Moncayo (2011), que estabelece que os cálculos dos retornos crescentes de escala têm um verdadeiro sentido kaldoriano quando o aumento da produtividade laboral manufatureira (resultante do crescimento acelerado desse setor) está acompanhado de um aumento do emprego industrial, não se corrobora na economia colombiana ao longo do período em estudo.

Nesse sentido, não é possível confirmar plenamente a validade da segunda *lei de Kaldor* durante o período de 1975 – 2010, pois além do baixo coeficiente de correlação nas especificações (4) e (5) (o que gera dúvidas sobre o grau de associação entre o valor agregado manufatureiro e a produtividade da indústria manufatureira), não se corrobora a hipótese auxiliar que argumenta Moncayo (2011).

Como foi apresentado na segunda parte do capítulo 2 deste trabalho, durante a década dos oitenta a produtividade da indústria manufatureira cai fortemente devido principalmente à ruptura da relação entre produto e emprego industrial, o que gerou um hiato entre essas duas

variáveis. Assim, a taxa média de crescimento do valor agregado da indústria manufatureira ficou por baixo do crescimento do emprego manufatureiro, e a produtividade média foi negativa durante os anos 1978 – 1990 (3,6%, 5,07% e -1,47% respectivamente – Gráfico 13).

Gráfico 13. Crescimento do valor agregado e do emprego na indústria manufatureira, no período 1975 - 2010



Fonte: Elaboração própria a partir de CONTAS NACIONAIS... (2014) e OBSERVATORIO DE COMPETITIVIDADE... (2014).

Durante a década dos noventa acontecem duas coisas. Na primeira metade da década, o hiato entre o emprego e o produto industrial se incrementa, devido à estagnação da produção e ao incremento no nível de emprego, o que acentuou mais ainda a queda da produtividade no setor manufatureiro. Na segunda metade dos anos noventa, a produtividade aumenta, mas por efeito da queda no nível de emprego manufatureiro e pela forte queda que sofreu a produção industrial colombiana. Assim, entre os anos 1991 e 1999, a taxa média de crescimento do emprego caiu para -0,22%, enquanto que o valor agregado e a produtividade do setor manufatureiro caíram em média para -0,91% e -0,69% respectivamente (Gráfico 13).

Entre os anos 2000 - 2010, a indústria colombiana conseguiu virar a tendência decrescente da década dos noventa. Tanto o valor agregado como o nível de emprego registraram incrementos positivos, só que a diferença dos anos 1978 – 1990, durante a primeira década do século XXI, a taxa média de crescimento do valor agregado ficou acima da taxa média de crescimento do emprego manufatureiro (4,05% e 2,50% respectivamente).

Isto favoreceu a produtividade da indústria manufatureira, a qual registrou em média uma taxa de crescimento de 1,56%, o que contribuiu na diminuição do hiato gerado no final da década dos setenta, entre o nível de emprego e o valor agregado manufatureiro (Gráfico 13).

Desta forma, a relação entre as variáveis de valor agregado, emprego e produtividade manufatureira apresentam durante os anos 1975 – 2010, três subperíodos que correspondem precisamente aos da análise feita na primeira *lei de Kaldor*. Assim, a segunda *lei de Kaldor* será analisada e avaliada nos subperíodos de 1978 – 1990, 1991 – 1999 e 2000 – 2010.

4.3.2.1 Subperíodo 1978 – 1990

Os testes de raiz unitária para as variáveis de valor agregado, emprego e produtividade manufatureira de frequência trimestral para os anos 1978 – 1990 se apresentam a continuação:

Tabela 27. Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a segunda lei de Kaldor no subperíodo 1978:01 – 1990:04

Variáveis	Defasagens	Teste Dickey Fuller Aumentado	p-valor
L_Eman	1	-3,70309	0,0304
L_VAMan	1	-1,61088	0,7759
D(L_VAMan)	1	-7,21222	0,0000
L_PMan	1	-2,7056	0,2386
D(L_PMan)	1	-8,60889	0,0000

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl 1.9.12 (2014).

Observação: Defasagens escolhidos pelo critério de Schwarz

Segundo os resultados apresentados na tabela 27, a variável emprego manufatureiro (LEMan) é estacionária, ou seja integrada de ordem 0. As variáveis de valor agregado (LVAMan) e produtividade manufatureira (LPMan) são integradas de ordem 1. Isto quer dizer que essas duas variáveis devem ser usadas em primeiras diferenças de logaritmo para não ter o risco de cair numa relação espúria. Além disso, dados os resultados do teste de raiz unitária, é possível utilizar a metodologia de Mínimos Quadrados Ordinários para testar as relações estabelecidas na segunda lei de Kaldor no período 1978:01 – 1990:04.

As estimações feitas das especificações (4) e (5) apresentaram sérios problemas de autocorrelação serial, razão pela qual se decidiu fazer novas estimações usando o método iterativo AR(1) de Cochrane – Orcutt. No entanto, foi necessário adicionar defasagens para obter erros padrão válidos nas estimativas econométricas. Os resultados das estimações da segunda *lei de Kaldor* durante os anos 1978 – 2010 se apresentam na tabela 28.

Tabela 28. Estimação econométrica da segunda lei de Kaldor no período 1978:01 – 1990:04

Variável	(4)	(5)	Teste	Especificação (4)		Especificação (5)		
	ρ_m	e_m		LM	p-valor	LM	p-valor	
c	-0,0423*** (-1,6928)	0,0506*** (1,9949)	ARCH	Defasagens = 1		Defasagens = 1		
g_m	0,5004*** (1,7477)	0,4450*** (1,6945)		0,5593	0,4586	0,5593	0,4586	
$\rho_m - (4)$	-0,4578* (-3,4128)		Estatística Q	Defasagens	Q	p - valor	Q	p - valor
$\rho_m - (5)$	0,2580*** (1,9027)			1	0,7892	0,3740	0,789	0,374
				2	1,3386	0,5120	1,339	0,512
				3	2,5547	0,4650	2,555	0,465
				4	3,5882	0,4650	3,588	0,465
				5	6,0215	0,3040	6,022	0,304
				6	6,0245	0,4200	6,025	0,420
				7	8,3314	0,3040	8,331	0,304
$e_m - (4)$		-0,5175* (-4,2463)		8	10,4110	0,2370	10,411	0,237
$e_m - (5)$		0,2823** (2,3249)		9	10,4940	0,3120	10,494	0,312
			10	10,5060	0,3970	10,506	0,397	
R^2	0,5632	0,5353	Ramsey		F	p-valor	F	p-valor
R^2 Ajustado	0,5206	0,4899			0,8062	0,4539	0,8062	0,4539
Durbin - Watson	1,9022	1,9398	Exogeneidade Fraca		Defasagens = 1		Defasagens = 1	
F	13,2146	11,8057			t	p-valor	t	p-valor
n	46	46			-0,7882	0,4347	0,7882	0,4347
			Normalidade		χ^2	p-valor	χ^2	p-valor
					1,8869	0,38929	1,8869	0,38929
R.E		2,25	Colinearidade		Variável	VIF	Variável	VIF
					g_m	1,092	g_m	1,092
					$\rho_m - (4)$	1,713	$e_m - (4)$	1,713
					$\rho_m - (5)$	1,644	$e_m - (5)$	1,644

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl versão 1.9.12 (2014).

Observações:

- * Significativo ao 1%, 5% e 10%
- ** Significativo ao 5% e 10%
- *** Significativo ao 10%
- Estatísticas t entre parênteses
- O número de defasagens para o teste ARCH e o teste Q foi calculado automaticamente pelo Gretl.
- O teste de colinearidade corresponde ao cálculo de Fatores de Inflacionamento da Variância (VIF)⁴⁵
- Os Retornos de Escala R.E, foram calculados pelo inverso do coeficiente de g_m .

Segundo os resultados apresentados na tabela 28, pode-se observar que os coeficientes calculados para as variáveis explicativas nas estimações (4) e (5) têm significância individual e global, e os modelos se ajustam relativamente bem aos dados. Por outro lado, os testes de consistência estatística mostram que as estimações não apresentam problemas de autocorrelação serial nem de heterocedasticidade autorregressiva condicional. Além disso, os modelos estão bem especificados e não se confirma a presença de multicolinealidade entre as

⁴⁵ No cálculo de Fatores de Inflacionamento da Variância (VIF), resultados acima de 10 podem indicar problemas de colinearidade.

variáveis explicativas. Os resíduos têm distribuição normal e se garante a exogeneidade fraca da variável explicativa crescimento do valor agregado manufatureiro.

Os resultados econométricos sugerem que durante o período de 1978:01 – 1990:04 se apresenta na economia colombiana, uma relação positiva entre o crescimento do valor agregado manufatureiro, com o crescimento da produtividade e do emprego na indústria manufatureira. Segundo os resultados da estimação da especificação (4), o coeficiente de Verdoorn (b) é 0,5004, e quer dizer que um incremento de 1 ponto porcentual no valor agregado manufatureiro, contribuiu em média a aumentar a produtividade industrial em 0,50 pontos porcentuais. Este resultado está em linha com a literatura e a evidência empírica sobre o tema.

Assim, segundo as estimações feitas para as especificações (4) e (5), entre os anos de 1978 – 1990, o setor manufatureiro colombiano apresentou retornos crescentes de escala (tabela 24). No obstante, estes resultados não podem ser validados plenamente, pois como foi apresentado na segunda parte do capítulo 2, a partir dos anos oitenta, o emprego manufatureiro começa a crescer acima da taxa de crescimento do setor manufatureiro, afetando diretamente a produtividade industrial. Nesse contexto, não se corrobora a condição auxiliar de Moncayo (2011), o que gera dúvidas sobre o verdadeiro sentido kaldoriano por trás das estimações feitas da segunda *lei de Kaldor* durante o período 1978:01 – 1990:04.

4.3.2.2 Subperíodo 1991 – 1999

Na seguinte tabela se apresentam os testes de estacionariedade (raiz unitária) para as variáveis em frequência trimestral de valor agregado, emprego e produtividade do setor industrial manufatureiro colombiano, no período 1991 – 1999.

Tabela 29. Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a segunda lei de Kaldor no subperíodo 1991:01 – 1999:04

Variáveis	Defasagens	Teste Dickey Fuller Aumentado	p-valor
L_EMan	1	-2,0509	0,5541
D(L_EMan)	1	-5,9835	0,0001
L_VAMan	1	-2,11941	0,5176
D(L_VAMan)	1	-4,83363	0,0023
L_PMan	1	-3,34367	0,0759

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl 1.9.12 (2014).

Observação: Defasagens escolhidos pelo critério de Schwarz

Segundo os resultados apresentados na tabela 29, as variáveis emprego (LEMan) e valor agregado manufatureiro (LVAMan), são integradas de ordem 1, enquanto que a variável

produtividade do setor manufatureiro (LPMan) é estacionária, ou seja integrada de ordem 0 (com um nível de significância de 10% se rejeita a hipótese nula de raiz unitária na variável LPMan). Nessa ordem de ideias, é necessário usar as variáveis LEMan e LVAMan em primeiras diferenças de logaritmo. Desta forma, pode-se usar a metodologia de MQO para estimar as especificações (4) e (5) no período 1991 – 1999. No entanto, as estimações por MQO apresentaram problemas de autocorrelação serial, razão pela qual se decidiu utilizar um procedimento AR(2). Os resultados se apresentam a continuação:

Tabela 30. Estimação econométrica da segunda lei de Kaldor no período 1991:04 – 1999:04

Variável	(4)	(5)	Teste		Especificação (4)		Especificação (5)		
	ρ_m	e_m			LM	p-valor	LM	p-valor	
C	0,0126	-0,0126	ARCH		Defasagens = 1		Defasagens = 1		
	1,5492	(-1,5491)			0,4660	0,4998	0,4660	0,4999	
g_m	0,2236*	0,7764*	Defasagens		Q	p - valor	Q	p - valor	
	(2,3996)	(8,3292)			1	1,6822	0,1950	1,682	0,195
R^2	0,2844	0,7555	Estatística Q		2	2,9165	0,2330	2,917	0,233
R^2 Ajustado	0,2383	0,7397			3	3,5601	0,3130	3,560	0,313
Durbin - Watson	1,6277	1,6277	Estatística Q		4	5,2882	0,2590	5,288	0,259
F	6,1616	47,897			5	5,3874	0,3700	5,387	0,370
n	34	34	Estatística Q		6	5,5732	0,4730	5,573	0,473
R.E		1,2880			7	5,7547	0,5690	5,755	0,569
			Ramsey		8	5,8312	0,6660	5,831	0,666
					9	5,8784	0,7520	5,878	0,752
			Ramsey		10	7,3285	0,6940	7,329	0,694
					F	p-valor	F	p-valor	
			0,2842	0,7547	0,8340	0,4444			
			Exogeneidade Fraca		t	p-valor	t	p-valor	
					2,78718	0,0093	-2,7872	0,0093	
			Normalidade		χ^2	p-valor	χ^2	p-valor	
					0,1089	0,9470	0,1089	0,94701	

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl versão 1.9.12 (2014).

Observações:

- * Significativo ao 1%, 5% e 10%
- ** Significativo ao 5% e 10%
- *** Significativo ao 10%
- Estatísticas t entre parênteses
- O número de defasagens para o teste ARCH e o teste Q foi calculado automaticamente pelo Gretl.
- Os Retornos de Escala R.E, foram calculados pelo inverso do coeficiente de g_m .

Segundo os resultados apresentados na tabela 30, os coeficientes estimados para as especificações (4) e (5) são significativos individual e globalmente. No entanto, o modelo calculado para a especificação (4) não apresenta um bom ajuste respeito aos dados (R^2 muito baixo), enquanto que a estimação da especificação (5) mostra um ajuste melhor. Por outro lado, os testes de consistência estatística confirmam a não presença do efeito ARCH e de

autocorrelação serial. A especificação funcional dos modelos calculados é correta, e os erros das estimações apresentam distribuição normal. No entanto, não foi possível garantir a exogeneidade fraca da variável explicativa (valor agregado manufatureiro) o que dificulta a inferência estatística a partir das estimações calculadas.

Aparentemente, os resultados econométricos sugerem que durante o período de 1991:01 – 1999:04, se apresenta uma relação positiva entre o valor agregado da indústria manufatureira, a produtividade e o emprego industrial. Esta relação favorece a geração de retornos crescentes de escala como se mostra na tabela 20. No entanto, durante a década dos noventa, as relações entre o crescimento do valor agregado, o emprego e a produtividade no setor manufatureiro colombiano, apresentam duas fases bem definidas, que não estão refletidas nas estimações das especificações (4) e (5).

Tabela 31. Média de crescimentos do valor agregado, do emprego e da produtividade na indústria manufatureira colombiana durante a década dos noventa.

Taxa de crescimento	1991 - 1995	1996 - 1999	1991 - 1999
Valor Agregado Manufatureiro	0,26%	-2,24%	-0,85%
Emprego Manufatureiro	3,06%	-4,09%	-0,12%
Produtividade Manufatureira	-2,65%	1,95%	-0,60%

Fonte: Elaboração própria a partir de CONTAS NACIONAIS... (2014) e OBSERVATORIO DE COMPETITIVIDADE... (2014).

Na tabela 31, pode-se observar que durante a primeira metade da década dos noventa, o crescimento do valor agregado das manufaturas foi muito fraco (0,26%), enquanto que o emprego manufatureiro se incrementou a uma taxa acima do valor agregado (3,06%), o que gerou uma queda no crescimento da produtividade industrial (-2,65%). Na segunda metade da década dos noventa, a situação da indústria manufatureira piorou, pois tanto o valor agregado como o emprego manufatureiro apresentaram em média taxas de crescimento de -2,24% e -4,09% respectivamente. Aparentemente a produtividade do setor industrial melhorou entre os anos 1996 – 1999, mas esses ganhos de produtividade são falsos, pois é o resultado de uma maior queda do nível de emprego em relação ao valor agregado. Nesse sentido, pode-se dizer que a melhora que registrou o crescimento da produtividade industrial na segunda metade da década dos noventa, foi produto da estagnação do valor agregado e da queda no nível de emprego manufatureiro, e não o resultado das reformas de liberalização e abertura económica implementadas a partir do ano 1991.

Desta forma, durante os anos noventa, não se apresenta na economia colombiana a hipótese auxiliar de Moncayo (2011), pois a dinâmica da produtividade manufatureira não é resultado de um crescimento acelerado do valor agregado industrial, acompanhado por um

crescimento no nível de emprego. Por tanto, os aparentes retornos de escala que foram calculados na estimação das especificações (4) e (5) durante o período 1991:01 – 1999:04, não têm um verdadeiro sentido kaldoriano. Nesse sentido, Ros (2004) argumenta que “la relación de Verdoorn debe ser tal que el crecimiento de la productividad y el empleo en la industria estén positivamente correlacionados”, o que não acontece na Colômbia durante a década dos noventa.

Segundo os argumentos apresentados acima, não é possível validar a segunda *lei de Kaldor* no subperíodo 1991:01 – 1999:04. Além disso, os argumentos expostos corroboram a abordagem sobre a desindustrialização da Colômbia feita por Clavijo, Vera e Fandiño (2012), no sentido de que, a década dos noventa foi a verdadeira “década perdida” em matéria de produção industrial na economia colombiana..

4.3.2.3 Subperíodo 2000 – 2010

Os resultados dos testes de raiz unitária para o período 1991 – 1999 se apresentam a continuação:

Tabela 32. Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a segunda lei de Kaldor no subperíodo 2000:01 – 2000:04

Variáveis	Defasagens	Teste Dickey Fuller Aumentado	p-valor
L_EMan	1	-2,53031	0,3128
D(L_EMan)	1	-6,25808	0,0000
L_VAMan	2	-0,35379	0,9892
D(L_VAMan)	2	-9,28388	0,0000
L_Pman	1	-1,77236	0,7007
D(L_VAMan)	1	-6,46225	0,0000

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl 1.9.12 (2014).

Observação: Defasagens escolhidos pelo critério de Schwarz

Segundo os resultados dos testes de raiz unitária, todas as variáveis são integradas de ordem 1, razão pela qual é necessário usar as variáveis em primeira diferença de logaritmo, para poder estimar as especificações (4) e (5) e assim utilizar a metodologia de MQO sem cair no risco de ter relações espúrias. No entanto, as estimações pelo método de MQO resultaram com graves problemas de autocorrelação serial. Usou-se o procedimento AR(1) de Cochrane-Orcutt e adicionalmente se acrescentaram defasagens para remover satisfatoriamente a autocorrelação. Os resultados se apresentam na seguinte tabela:

Tabela 33. Estimação econométrica da segunda lei de Kaldor no período 2000:01 – 2010:04

Variável	(4)	(5)	Teste	Especificação (4)		Especificação (5)		
	ρ_m	e_m		LM	p-valor	LM	p-valor	
c	-0,0030 (-0,1381)	0,0280 (1,4571)	ARCH	Defasagens = 1		Defasagens = 1		
g_m	0,5605* (3,1504)	0,3188**		0,2093	0,6500	0,0954	0,7592	
$\rho_m - (4)$	-0,4545* (-3,5107)		Estatística Q	Defasagens	Q	p - valor	Q	p - valor
$e_m - (4)$		-0,6993* (-5,0177)		1	0,7951	0,373	0,0892	0,765
R^2	0,6958	0,6530		2	1,5228	0,467	0,2942	0,863
R^2 Ajustado	0,6697	0,6232		3	4,5039	0,212	1,6419	0,650
F	26,6845	21,9532		4	4,5042	0,342	2,1262	0,713
n	39	39		5	5,2894	0,382	3,0730	0,689
R.E		3,1368		6	5,2914	0,507	3,4432	0,752
				7	5,9631	0,544	4,0555	0,773
			8	5,9632	0,651	4,1104	0,847	
			Ramsey	F	p-valor	F	p-valor	
			Exogeneidade Fraca	t	p-valor	t	p-valor	
			Normalidade	χ^2	p-valor	χ^2	p-valor	
				Variável	VIF	Variável	VIF	
				g_m	1,031	g_m	1,005	
				$\rho_m - (4)$	1,031	$e_m - (4)$	1,005	

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl versão 1.9.12 (2014).

Observações:

- * Significativo ao 1%, 5% e 10%
- ** Significativo ao 5% e 10%
- *** Significativo ao 10%
- Estatísticas t entre parênteses
- O número de defasagens para o teste ARCH e o teste Q foi calculado automaticamente pelo Gretl.
- O teste de colinearidade corresponde ao cálculo de Fatores de Inflacionamento da Variância (VIF)⁴⁶
- Os Retornos de Escala R.E, foram calculados pelo inverso do coeficiente de g_m .

Segundo a informação fornecida pela tabela 33, os parâmetros das variáveis nas estimações das especificações (4) e (5) apresentam significância individual e global. As regressões calculadas têm um bom ajuste respeito aos dados. Por outro lado, os resultados dos testes de consistência estatística são satisfatórios. Os modelos estimados não apresentam heterocedasticidade autorregressiva (efeito ARCH), nem problemas de autocorrelação serial. De igual forma, as estimações econométricas estão corretamente especificadas e os erros são normalmente distribuídos e não se apresentam problemas de colinearidade entre as variáveis explicativas. Por último, a diferença das estimações calculadas na década dos noventa, no subperíodo de 2000:01 – 2010:04, foi possível estabelecer a exogeneidade fraca da taxa de

⁴⁶ No cálculo de Fatores de Inflacionamento da Variância (VIF), resultados acima de 10 podem indicar problemas de colinearidade.

crescimento do valor agregado manufatureiro respeito à taxa de crescimento da produtividade e do emprego manufatureiro. Isto permite fazer inferências estatísticas com os modelos calculados.

Assim, pode-se observar na tabela 33 que a estimação da especificação (4) mostra um *coeficiente de Verdoorn*⁴⁷ de 0,5605. Essa é uma medida da elasticidade produtividade – produção industrial, a qual quer dizer que um aumento de 1% na taxa de crescimento da produção do setor manufatureiro gera um aumento de 0,56% na produtividade do trabalho manufatureiro. Marinho (1998) argumenta que coeficientes de elasticidade produtividade – produção próximas de 1, indicariam uma boa capacidade de incorporar ganhos de produtividade, o que seria característica particular de setores industriais com estruturas produtivas bem configuradas. Assim, dado que o *coeficiente de Verdoorn* foi 0,5605 poder-se-ia dizer que durante a primeira década do século XXI, o setor industrial manufatureiro colombiano apresentou uma razoável capacidade de incorporar ganhos de produtividade provenientes de aumentos na produção.

Como foi visto na segunda parte do capítulo 2 deste trabalho, durante os anos 2000 – 2010, o crescimento da produção do setor manufatureiro colombiano foi acompanhado pelo crescimento no nível de emprego industrial. Esse movimento estava de acordo com as proposições kaldorianas, toda vez que o rápido crescimento da demanda agregada proporcionou ao setor industrial colombiano, os ganhos de economias de escala e aumentos de produção, do emprego e da produtividade do trabalho. Desta forma, a hipótese auxiliar de Moncayo (2011) se corrobora na economia colombiana durante a década dos anos 2000. Neste contexto, o cálculo dos retornos crescentes de escala, através das relações estabelecidas na *lei de Verdoorn – Kaldor* têm segundo Ros (2004), um verdadeiro sentido kaldoriano.

Assim, segundo os resultados das estimações das especificações (4) e (5), não se rejeita a hipótese de retornos crescentes de escala no setor manufatureiro. Este argumento é confirmado com o cálculo de retornos de escala feito a partir dos resultados da estimação da especificação (5), que mostra um valor de 3,14 o que é maior a 1. Nesse sentido, a evidência empírica sugere que o setor manufatureiro da Colômbia, apresentou boa capacidade de aumentar a produtividade do trabalho através de aumentos na demanda. Portanto, pode-se dizer entre os anos 2000 e 2010, a indústria manufatureira colombiana apresentou retornos crescentes de escala, o que valida a segunda *lei de Kaldor* no período 2000:01 – 2010:04.

⁴⁷ Este coeficiente mede a capacidade estrutural de aprendizado e de difusão do conhecimento, os encadeamentos e as complementariedades da indústria.

Por último, como foi visto no capítulo 1 deste trabalho, um ponto de controvérsia da segunda *lei de Kaldor* tem a ver com a relação de causalidade entre as variáveis da especificação (4), ou seja, entre a taxa de crescimento da produtividade e a taxa de crescimento da produção da indústria manufatureira. Para esclarecer um pouco esta questão, se empregou o teste de causalidade de Granger⁴⁸, para tentar estabelecer a direção da causalidade entre as variáveis incorporadas na especificação (4).

Dado que o teste de causalidade de Granger se aplica em variáveis em nível, é necessário verificar se o valor agregado e a produtividade do setor manufatureiro são cointegradas, ou seja, estabelecer se as variáveis têm uma relação de longo prazo ou de equilíbrio. Assim, usou-se o teste de cointegração de Johansen para testar a cointegração entre o valor agregado e a produtividade da indústria manufatureira colombiana, no período 2000:01 – 2010:04. Os resultados se apresentam na seguinte tabela:

Tabela 34. Teste de cointegração entre o valor agregado e a produtividade do setor industrial manufatureiro da Colômbia no período 2000:01 – 2000:04

Variáveis: LPMan e LVAMan

Tipo de teste: Traço

Ho	Eigenvalue	Traço Estatística	Valor crítico (5%)	p - valor
None	0,312066	23,29194	20,26184	0,019
At most 1	0,165153	7,58130	9,16455	0,099

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Eviews 5.0 (2014).

Segundo os resultados apresentados na tabela 34, o valor agregado e a produtividade da indústria manufatureira apresentam mais de um vetor de cointegração, o que quer dizer que as variáveis têm uma relação de estabilidade no longo prazo. Assim, após ter testado e garantido a cointegração entre as variáveis, o próximo passo é aplicar o teste de causalidade de Granger nas variáveis em nível, para estabelecer a direção da causalidade. Os resultados se apresentam a continuação:

Tabela 35. Teste de causalidade de Granger entre a produtividade e o valor agregado manufatureiro da Colômbia no período 2000 - 2010

Variáveis: L_PMan e L_VAMan

Ho	n	Defasagens	Estatística F	p - valor
L_VAMan não cuasa Granger L_Pman	42	2	3,80152	0,032
L_PMan não cuasa Granger L_VAMan			1,20196	0,312

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Eviews 5.0 (2014).

⁴⁸ O teste de causalidade proposto por Granger visa superar as limitações do uso de simples correlações entre variáveis. Essa distinção é de fundamental importância porque correlação não implica por si só em causalidade (relação de causa e efeito). A identificação de uma relação estatística entre duas variáveis, por mais forte que seja, não pode ser o único critério para estabelecer uma relação causal entre elas.

O resultado do teste de causalidade de Granger é bastante interessante, pois sugere que o valor agregado manufatureiro causa em sentido de Granger à produtividade manufatureira e não vice-versa. Assim, pode-se assegurar que durante a primeira década do século XXI, os incrementos na produção, induzidos pela expansão da demanda, provocaram um aumento da produtividade da indústria manufatureira, a qual pelo fato de ter exibido retornos crescentes de escala, mostrou melhoras sistemáticas da produtividade e uma evolução mais dinâmica, conforme a expansão da demanda agregada. Neste contexto, a evidência apresentada para o setor manufatureiro da Colômbia, respalda os argumentos de Kaldor (1975), nos quais a direção da causalidade na *lei de Verdoorn–Kaldor* vai da produção para a produtividade da indústria manufatureira.

4.4 TERCEIRA LEI DE KALDOR

As especificações que serão usadas para testar a validade da terceira *lei de Kaldor* na economia colombiana durante o período 1975 - 2010 são as seguintes:

$$p_{tot} = c + kg_m - je_{nm} \quad (6)$$

$$p_{nm} = \alpha + kg_m - je_{nm} \quad (7)$$

Onde p_{tot} é a taxa de crescimento da produtividade total, g_m a taxa de crescimento do valor agregado manufatureiro e e_{nm} a taxa de crescimento do emprego nos setores não manufatureiros. A possível correlação na equação (6) entre a taxa de crescimento da produtividade total e a taxa de crescimento do valor agregado manufatureiro (o que pode gerar uma relação espúria), sugere usar também a especificação (7), onde P_{nm} representa a taxa de crescimento da produtividade nos demais setores da economia, exceto o setor das manufaturas.

Assim, com base nas especificações (6) e (7), neste trabalho serão utilizadas as seguintes series temporais para testar a validade da terceira *lei de Kaldor* na economia colombiana durante o período em estudo:

- a) LPTotal = Logaritmo da produtividade total da economia a preços de 2005;
- b) LVAMan = Logaritmo do valor agregado manufatureiro a preços constantes de 2005;

- c) LENMan = Logaritmo do emprego não manufatureiro;
- d) LPNMan = Logaritmo da produtividade não manufatureira a preços constantes de 2005.

A metodologia de análise econométrica para testar a terceira *lei de Kaldor* é semelhante à empregada na validação da primeira e segunda lei. Assim, se começa fazendo uma análise de longo prazo com dados de frequência anual durante o período 1975 – 2010 e depois se utilizam dados de maior frequência para analisar as mesmas relações, mas em diferentes intervalos de tempo, dentro do período em estudo.

4.4.1 Evidências para Colômbia

O trabalho de CID (2006) não testa econométricamente a validade da terceira *lei de Kaldor* na economia colombiana. Moreno (2008) também não analisa a terceira *lei de Kaldor* porque baseando-se em McCombie (1981) considerá-la como uma simples tautologia.

Por sua vez, Moncayo (2011) testa a validade da terceira *lei de Kaldor* na Colômbia em dois períodos, entre 1955 – 1970 e 1971 – 2005. O autor estimou somente a especificação (6) com dados de séries temporais, aqui analisaremos os resultados obtidos no período 1971 – 2005, por corresponder relativamente ao período analisado neste trabalho. Os coeficientes calculados para o valor agregado manufatureiro e o emprego não manufatureiro são significativos e estão de acordo à teoria kaldoriana. Além disso, o modelo estimado apresenta um bom ajuste respeito aos dados. No entanto, para Moncayo (2011) os resultados da regressão da terceira *lei de Kaldor* no período 1971 – 2005 têm outro tipo de significado, pois durante este período (fase de deseindustrialização), o setor manufatureiro apresentam baixas taxas de crescimento e o emprego industrial perde participação dentro do emprego total, o que favorece o crescimento do emprego não manufatureiro.

4.4.2 Período 1975 – 2010

A continuação se apresenta o resultado do teste de raiz unitária empregado para analisar a estacionariedade das séries temporais que serão usadas para testar a terceira *lei de Kaldor*.

Tabela 36. Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a terceira lei de Kaldor no período 1975 – 2010

Variáveis	Defasagens	Teste Dickey Fuller Aumentado	p-valor
LPTotal	2	-1,7597	0,7243
D(LPTotal)	2	-4,32145	0,0087
LPNMan	2	-1,94533	0,0165
D(LPMan)	2	-4,0504	0,0165
LVAMan	1	-2,03635	0,5613
D(LVAMan)	1	-5,30376	0,0007
LENMan	1	-1,40357	0,2486
D(LENMan)	1	-5,0838	0,0013

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl 1.9.12 (2014).

Observação: Defasagens escolhidos pelo critério de Schwarz

Segundo a informação apresentada na tabela 36, a produtividade total, a produtividade não manufatureira, o valor agregado manufatureiro e o emprego não manufatureiro são integradas de ordem 1. Nesse sentido, é necessário utilizar essas variáveis em primeira diferença de logaritmo (variações percentuais), tal e como é argumentado pela teoria kaldoriana. Além disso, pelo fato das variáveis ser todas integradas de ordem 1, é possível utilizar a metodologia de MQO para fazer as estimações das especificações (6) e (7). No entanto, as regressões calculadas pelo método de MQO apresentaram sérios problemas de autocorrelação serial, razão pela qual se empregou o procedimento AR(1) de Prais-Winsten. Os resultados se apresentam a continuação:

Tabela 37. Estimaco economtrica da terceira lei de Kaldor no perodo 1975 – 2010.

Varivel	(6)	(7)	Teste	Especificaco (6)		Especificaco (7)		
	P_t	P_{nm}		LM	p-valor	LM	p-valor	
c	0,0294* (4,537)	0,0274* (4,537)	ARCH	Defasagens = 1		Defasagens = 1		
g_m	0,2830* (5,618)	0,2545* (5,618)		1,2601	0,2616	0,992145	0,319219	
e_{nm}	-0,9532* (-11,38)	-0,889* (-13,05)	Estatstica Q	Defasagens	Q	p - valor	Q	p - valor
R^2	0,8365	0,8679		1	0,0078	0,929	2,2037	0,138
R^2 Ajustado	0,8259	0,8594		2	0,1942	0,907	2,5263	0,283
Durbin - Watson	1,9702	1,4974		3	0,1981	0,978	2,6663	0,446
F	75,4547	97,4694		4	0,7189	0,949	3,4926	0,479
n	34	34		5	0,7959	0,977	5,0233	0,413
				6	5,7759	0,449	8,4186	0,209
			7	6,6618	0,465	9,2136	0,238	
			Ramsey		F	p-valor	F	p-valor
					1,6962	0,202697	1,7268	0,1988
			Exogeneida de Fraca	Varivel g_m	t	p-valor	t	p-valor
				e_{nm}	-1,03	0,311	-1,077	0,2900
					0,2594	0,7971	0,4424	0,6614
			Normalidade		χ^2	p-valor	χ^2	p-valor
					1,612	0,44656	1,561	0,45811

Fonte: Elaboraco prpria. Cculos em Gretl verso 1.9.12 (2014).

Observaces:

- * Significativo ao 1%, 5% e 10%
- ** Significativo ao 5% e 10%
- *** Significativo ao 10%
- Estatsticas t entre parnteses
- O nmero de defasagens para o teste ARCH e o teste Q foi calculado automaticamente pelo Gretl.

Segundo a informaco apresentada na tabela 37, os coeficientes calculados nas estimaces das especificaces (6) e (7) so significativos individualmente ao 1%. Alm disso, os modelos em conjunto tm significncia global ao 1% e os parmetros estimados esto de acordo com os argumentos de Kaldor (1966). O ajuste das regresses respeito aos dados  bom e os modelos parecem no ter problemas de autocorrelaco nos resduos. Por outro lado, os resultados dos testes de consistncia estatstica confirmam a no presena de autocorrelaco serial e de heterocedasticidade condicional autorregressiva. Os modelos estimados tm correta especificaco funcional e a normalidade dos resduos  garantida, assim como a exogeneidade fraca das variveis explicativas.

Nesse contexto, os resultados economtricos da especificaco (6) sugerem que durante o perodo de 1975 – 2010, a produtividade total da economia colombiana apresenta uma relato positiva com o crescimento do valor agregado manufactureiro e uma relato negativa com o crescimento do emprego nos outros setores. No mesmo sentido, a estimaco da especificaco (7) mostra que durante o perodo em estudo, a taxa de crescimento da

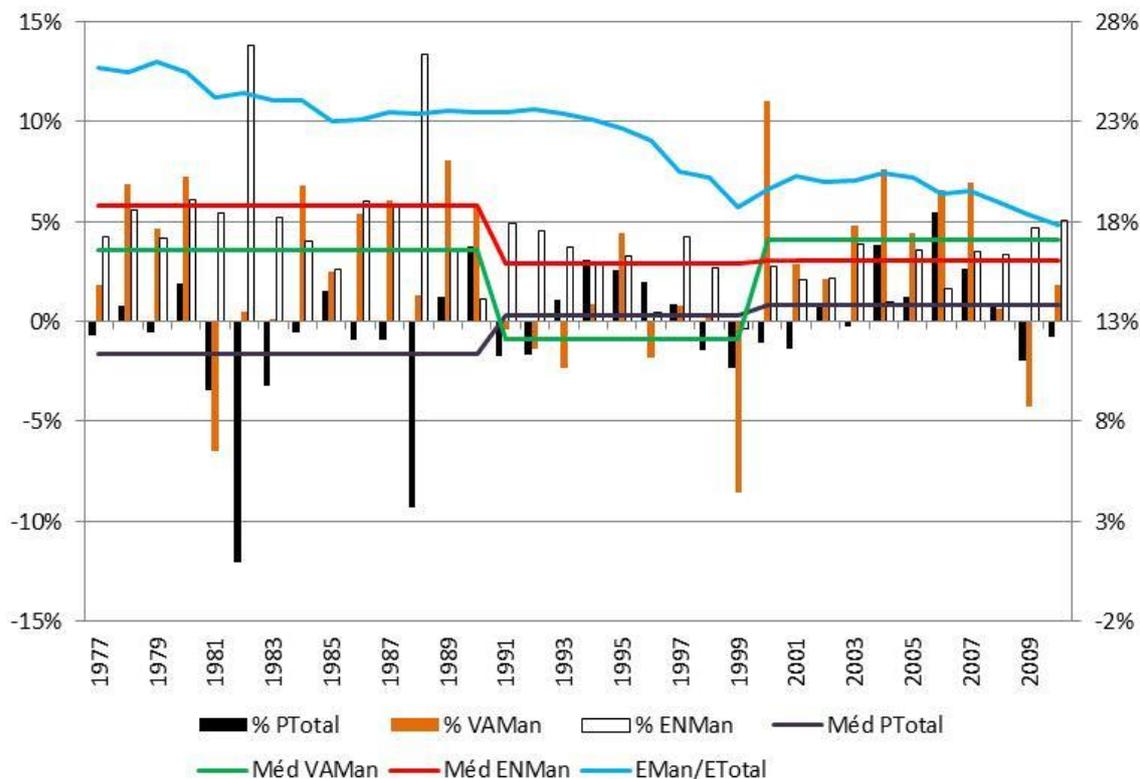
produtividade fora do setor manufatureiro esteve positivamente relacionada com a taxa de crescimento do valor agregado da indústria manufatureira e negativamente relacionada com a taxa de crescimento do emprego fora da indústria manufatureira. Assim, um aumento do valor agregado da indústria manufatureira de 1% aumentaria em média a produtividade total em 0,28% e a produtividade fora da indústria manufatureira em 0,25%. Entanto que um incremento do emprego não manufatureiro em 1%, diminuiria em média a produtividade total em 0,95% e a produtividade não manufatureira em 0,89%.

Com base em Moncayo (2011), poder-se-ia dizer que uma condição auxiliar para a terceira lei de Kaldor é o excesso positivo entre as taxas de crescimento do valor agregado manufatureiro e a taxa de crescimento do emprego não manufatureiro. Desta forma, as relações estabelecidas na especificação (6) e (7), teriam verdadeiro sentido kaldoriano se a taxa de crescimento do valor agregado manufatureiro fosse maior a taxa de crescimento do emprego não manufatureiro, o que geraria a transferência de trabalho de outros setores (com baixa produtividade e retornos decrescentes) para a indústria manufatureira (com alta produtividade e retornos crescentes).

Assim, ao analisar os dados das variáveis relacionadas na terceira lei de Kaldor durante o período 1975 – 2010 encontra-se que a taxa média de crescimento do valor agregado manufatureiro foi 2,55%, enquanto que o crescimento médio do emprego não manufatureiro foi de 4,15% o que contradiz a condição auxiliar estabelecida para a terceira lei de Kaldor. Por tanto, os resultados das estimações (6) e (7) obtidas para o período 1975 – 2010 devem ser recebidas com ressalvas, pois podem ter outro significado económico e econométrico, completamente distinto à teoria kaldoriana.

No entanto, seguindo a metodologia dos subperíodos estabelecida na análise da primeira e segunda lei de Kaldor, pode-se observar no gráfico 14 que entre os anos 1977 – 1990, o crescimento do emprego não manufatureiro ficou em média acima do crescimento do valor agregado industrial (3,60% e 5,80% respetivamente). Na década dos noventa, a diferença entre essas duas taxas se incrementou (-0,91% e 2,93% respetivamente), o que se explica principalmente pela forte estagnação da indústria manufatureira colombiana e pelo crescimento positivo que registrou o emprego não manufatureiro. Na primeira década do século XXI, a situação muda em favor do setor da indústria manufatureira, pois em média registrou um crescimento de 4,05%, enquanto que o emprego não manufatureiro registrou em média um crescimento de 3,05%. A pesar disso, a taxa média de crescimento da produtividade total durante os anos 2000 foi somente de 0,85%.

Gráfico 14. Crescimento da produtividade total, do valor agregado manufatureiro, do emprego não manufatureiro e a participação do emprego manufatureiro no emprego total, durante o período 1975 – 2010.



Fonte: Elaboração própria a partir de CONTAS NACIONAIS... (2014) e de OBSERVATORIO DE COMPETITIVIDADE... (2014).

Por outro lado, ao analisar a participação do emprego manufatureiro dentro do emprego total ao longo do período em estudo, pode-se observar que no contexto do processo de desindustrialização da economia colombiana, a indústria manufatureira também perde participação dentro do emprego total⁴⁹. Esta situação se acentua fortemente na década dos noventa, pois o setor manufatureiro perde 4,74 pontos percentuais de participação no emprego total entre os anos 1991 - 1999. A tendência negativa na participação da indústria manufatureira dentro do emprego total muda a partir do ano 2000, e durante a maior parte da primeira década do século XXI, o setor manufatureiro conseguiu estabilizar sua contribuição dentro do emprego total em volta de 19,82%.

Desta forma, as relações entre as variáveis de produtividade total, produtividade não manufatureira, valor agregado manufatureiro e emprego não manufatureiro (que são estabelecidas nas especificações (6) e (7) da terceira lei de Kaldor), podem se subdividir em três períodos, 1977 – 1990, 1991 – 1999 e 2000 – 2010, conforme a metodologia empregada na análise da primeira e segunda *lei de Kaldor*.

⁴⁹ Segundo Moncayo (2011), a desindustrialização por emprego começa na Colômbia a partir do ano 1971.

4.4.2.1 Subperíodo 1978 – 1990

Os testes de raiz unitária se apresentam na seguinte tabela:

Tabela 38. Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a terceira lei de Kaldor no subperíodo 1978:01 – 1990:04

Variáveis	Defasagens	Teste Dickey Fuller Aumentado	p-valor
LPTotal	1	-2,42541	0,3629
D(LPTotal)	1	-8,13427	0,0000
LPNMan	1	-2,5607	0,2993
D(LPMan)	1	-8,62714	0,0000
LVAMan	1	-1,61088	0,7759
D(LVAMan)	1	-7,21222	0,0000
LENMan	1	-2,72525	0,2310
D(LENMan)	1	-8,32056	0,0000

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl 1.9.12 (2014).

Observação: Defasagens escolhidos pelo critério de Schwarz

Segundo os resultados da tabela 38, a produtividade total, a produtividade não manufatureira, o valor agregado manufatureiro e o nível de emprego fora das manufaturas são integradas de ordem 1. Isto quer dizer que para estabelecer relações entre essas variáveis, devem ser usadas em primeira diferença de logaritmo. Além disso, é possível utilizar a metodologia MQO para estimar as especificações (6) e (7) no período 1978:01 – 1990:04. No entanto, as estimações feitas pela metodologia MQO apresentaram problemas de autocorrelação serial, razão pela qual usou-se o procedimento Prais- Winsten. Os resultados das estimações e dos testes de consistência estatística se apresentam na seguinte tabela:

Tabela 39. Estimaco economtrica da terceira lei de Kaldor no perodo 1978:01 – 1990:04

Varivel	(6)	(7)	Teste	Especificaco (6)		Especificaco (7)		
	p_t	p_{nm}		Defasagens = 4		Defasagens = 4		
c	0,0338* (4,953)	0,0289* (4,330)	ARCH	LM	p-valor	LM	p-valor	
g_m	0,1810** (2,414)	0,1792** (-14,28)		1,6889	0,7927	1,75108	0,78142	
e_{nm}	-0,9530* (-14,01)	-0,8870* (-14,28)	Estatstica Q	Defasagens	Q	p - valor	Q	p - valor
R^2	0,9032	0,9059		1	0,1438	0,704	0,1660	0,684
R^2 Ajustado	0,8992	0,9020		2	0,7499	0,687	0,5991	0,741
Durbin - Watson	2,0718	1,8588		3	1,5867	0,662	1,6228	0,654
F	101,9457	105,0142		4	9,0430	0,060	5,8016	0,214
n	51	51		5	9,0944	0,105	5,8397	0,322
				6	9,2813	0,158	7,6881	0,262
				7	9,5841	0,213	7,7527	0,355
				8	9,5841	0,233	10,152	0,255
				9	10,979	0,277	10,2423	0,331
			10	11,3941	0,328	10,3275	0,412	
			Ramsey		F	p-valor	F	p-valor
					1,4568	0,2438	1,0580	0,3556
			Exogeneidade Fraca	Varivel	t	p-valor	t	p-valor
				g_m	-0,6888	0,4944	-0,0560	0,9556
			e_{nm}	0,1617	0,8722	-0,7183	0,4762	
			Normalidade		χ^2	p-valor	χ^2	p-valor
					2,0738	0,3546	4,3184	0,1154
			Colinearidade		Varivel	VIF	Varivel	VIF
					g_m	1,085	g_m	1,085
					e_{nm}	1,085	e_{nm}	1,085

Fonte: Elaboraco prpria. Cculos em Gretl verso 1.9.12 (2014).

Observaces:

- * Significativo ao 1%, 5% e 10%
- ** Significativo ao 5% e 10%
- Estatsticas t entre parnteses
- O nmero de defasagens para o teste ARCH e o teste Q foi calculado automaticamente pelo Gretl.
- O teste de colinearidade corresponde ao cculo de Fatores de Inflacionamento da Varincia (VIF)

Segundo a informaco apresentada na tabela 39, as estimaces das especificaces (6) e (7) durante o subperodo de 1978:01 – 1990:04, esto conforme aos argumentos tericos de Kaldor (1966). Todos os coeficientes estimados so significativos individualmente, as regresses apresentam significncia global, e os modelos tm um bom ajuste respeito aos dados. Por outro lado, no se apresentam problemas de heterocedasticidade condicional autorregressiva, nem de autocorrelaco serial ao nvel de significncia de 5%. Os modelos esto corretamente especificados, os resduos tm distribuo normal, as variveis explicativas apresentam exogeneidade fraca e no existem evidncias de problemas de colinearidade.

Assim, pode-se observar na estimação da especificação (6) que durante o período de 1978 – 1990, o crescimento da produtividade total se relaciona positivamente com o crescimento do valor agregado da indústria manufatureira, e negativamente com o crescimento do emprego não manufatureiro, o que está de acordo com a teoria kaldoriana. Essas relações se confirmam na especificação (7) onde o crescimento da produtividade fora do setor manufatureira se relaciona positivamente com a taxa de incremento da indústria manufatureira e negativamente com a taxa de crescimento do emprego nos setores não manufatureiros.

No obstante, entre os anos 1978 – 1990, a elasticidade produtividade total – valor agregado manufatureiro foi de 0,1810. Isto quer dizer, que um incremento de 1 ponto porcentual no valor agregado manufatureiro, se traduz em um incremento de 0,1810 pontos porcentuais na produtividade total da economia. No entanto, o baixo valor dessa elasticidade se relaciona com o fato de que a partir da segunda metade dos anos setenta e durante os anos oitenta, a economia colombiana atravessou pelo processo de desindustrialização, onde o setor da indústria manufatureira diminuiu sua taxa de crescimento e perdeu de forma contínua participação dentro do PIB. Além disso, durante esses anos o setor manufatureiro também perde participação dentro do nível de emprego agregado da economia. Assim, ao observar a hipótese auxiliar da terceira lei de Kaldor no subperíodo de 1978 – 2010 encontra-se que, o emprego não manufatureiro cresceu em média 5,91%, enquanto que o valor agregado manufatureiro cresceu 3,5%. Desta forma, os resultados empíricos encontrados devem ser lidos com precaução, pois podem ter outro significado econométrico e económico.

4.4.2.2 Subperíodo 1991 – 1999

Os testes de raiz unitária para o subperíodo 1991:01 – 1999:04 se apresentam na seguinte tabela:

Tabela 40. Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a terceira lei de Kaldor no subperíodo 1991:01 – 1999:04

Variáveis	Defasagens	Teste Dickey Fuller Aumentado	p-valor
LPTotal	2	0,854645	0,9998
D(LPTotal)	2	-1,47546	0,8382
DD(LPTotal)	2	-8,89804	0,0000
LPNMan	1	0,989134	0,9999
D(LPMan)	1	-7,03826	0,0000
LVAMan	1	-2,11941	0,5176
D(LVAMan)	1	-4,83363	0,0023
LENMan	1	-2,56987	0,2954
D(LENMan)	1	-5,90115	0,0001

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl 1.9.12 (2014).
Observação: Defasagens escolhidos pelo critério de Schwarz

Como pode ser visto na tabela 40, a variável de produtividade total (LPTotal) é integrada de ordem 2, enquanto que as variáveis de produtividade não manufatureira (LPNMan), valor agregado manufatureiro (LVAMan) e emprego não manufatureiro (LENMan) são integradas de ordem 1. Neste contexto, é necessário testar a cointegração entre as variáveis que são relacionadas na especificação (6), ou seja entre a produtividade total (LPTotal), o valor agregado manufatureiro (LVAMan) e o nível de emprego não manufatureiro (LENMan). Os resultados do teste de cointegração de Johansen se apresentam a continuação:

Tabela 41. Teste de cointegração de Johansen entre o valor agregado total, o valor agregado manufatureiro e o emprego não manufatureiro no subperíodo 1991:01 – 1999:04.

Variáveis: LPTotal, LVAMan e LENMan

Tipo de teste: Traço

Ho	Eigenvalue	Traço Estatística	Valor crítico (5%)	p - valor
None	0,467484	36,4068	35,0109	0,0352
At most 1	0,346691	14,9819	18,3977	0,1410
At most 2	0,014828	0,5079	3,8415	0,4760

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Eviews 5.0 (2014).

Segundo os resultados do teste de Johansen, pode-se dizer que as variáveis de produtividade total, valor agregado manufatureiro e emprego não manufatureiro são cointegradas, ou seja, apresentam uma relação de equilíbrio no longo prazo. Assim, é possível utilizar essas variáveis segundo as relações funcionais estabelecidas nas especificações (6) e (7) para avaliar a terceira lei de Kaldor no subperíodo 1991:01 – 1999:04. Além disso, é possível usar a metodologia de MQO para fazer as respectivas estimações. No entanto, os resultados pela metodologia MQO apresentaram sérios problemas de autocorrelação, motivo

pelo qual, se resolveu usar um procedimento de estrutura autorregressiva AR(2) nos resíduos. Os resultados se apresentam a continuação:

Tabela 42. Estimação econométrica da terceira lei de Kaldor no período 1991:01 – 1999:04

Variável	(6)	(7)
	P_t	P_{nm}
c	-0,0300 (-0,1254)	0,0977 (0,4676)
g_m	0,0405 (0,6460)	0,0663 (1,0415)
e_{nm}	-0,5224* (-3,7185)	-0,7456* (-5,1562)
R^2	0,7638	0,8025
R^2 Ajustado	0,7313	0,7753
Durbin - Watson	1,8862	1,9089
F	23,4490	29,4613
n	34	34

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl versão 1.9.12 (2014).

Observações:

- * Significativo ao 1%, 5% e 10%
- Estatísticas t entre parênteses

Após aplicação dos procedimentos de limpeza, a variável explicativa crescimento do valor agregado da indústria manufatureira (LVAMan), resultou não significativa nas duas especificações da terceira *lei de Kaldor*. Isto quer dizer que o incremento do valor agregado do setor manufatureiro não explica a produtividade total da economia no subperíodo 1991:01 – 1999:04. Além disso, o coeficiente dessa variável é muito pequeno nas duas especificações (0,04 na especificação (6) e 0,07 na especificação (7)), o que sugere que praticamente não existe relação nenhuma entre o valor agregado manufatureiro e a produtividade total e a produtividade fora do setor manufatureiro durante a década dos noventa⁵⁰.

Esse resultado se explica principalmente pela forte estagnação e queda que experimentou o setor da indústria manufatureira colombiana ao longo da década dos noventa, tal e como foi apresentado na segunda parte do capítulo 2 deste trabalho e na análise da primeira *lei de Kaldor*. Assim, segundo a evidência empírica não é possível validar a terceira *lei de Kaldor* na economia colombiana durante o subperíodo 1991:01 – 1999:04. Por outro lado, os resultados apresentados são mais uma evidência a favor do argumento de Clavijo,

⁵⁰ Não foram feitos os testes de consistência estatística devido a os resultados das saídas das regressões para as especificações (6) e (7).

Vera e Fandiño (2012), segundo o qual, a década dos noventa foi a verdadeira “década perdida” do setor manufatureiro colombiano.

4.4.2.3 Subperíodo 2000 – 2010

Segue a continuação os resultados dos testes de raiz unitária feitos no subperíodo 2000:01 – 2010:04.

Tabela 43. Teste de raiz unitária com intercepto e tendência para a terceira lei de Kaldor no subperíodo 2000:01 – 2000:04

Variáveis	Defasagens	Teste Dickey Fuller Aumentado	p-valor
LPTotal	1	-1,77797	0,6980
D(LPTotal)	1	-6,3088	0,0000
LPNMan	1	-2,34759	0,4006
D(LPMan)	1	-7,22085	0,0000
LVAMan	1	-0,35379	0,9892
D(LVAMan)	1	-9,28388	0,0000
LENMan	1	-3,15974	0,1061
D(LENMan)	1	-7,42364	0,0000

Fonte: Elaboração própria. Cálculos em Gretl 1.9.12 (2014).

Observação: Defasagens escolhidos pelo critério de Schwarz

Pode-se observar na tabela 43 que todas as variáveis são integradas de ordem 2. Portanto, para poder usar a metodologia de MQO é necessário utilizar as variáveis em primeira diferença de logaritmo. No entanto, ao estimar pelo método de MQO os resultados mostraram claros sinais de autocorrelação serial. Portanto, usou-se o procedimento AR(1) de Prais-Winsten. A continuação se apresenta as saídas e os testes de consistência estatística para as regressões das especificações (6) e (7).

Tabela 44. Estimação econométrica da terceira lei de Kaldor no período 2000:01 – 2010:04

Variável	(6)	(7)	Teste		Especificação (6)		Especificação (7)	
	P _t	P _{nm}			LM	p-valor	LM	p-valor
c	0,0200*** (1,954)	0,0220** (2,301)	ARCH		Defasagens = 4		Defasagens = 4	
g _m	0,2240* (3,551)	0,1718* (2,974)			Q	p - valor	Q	p - valor
e _{nm}	-0,8853* (-8,449)	-0,9240* (-9,638)	1	0,2912	0,589	0,4871	0,485	
R ²	0,8552	0,8615	2	0,5553	0,758	2,6684	0,263	
R ² Ajustado	0,8481	0,8547	3	0,7712	0,856	5,0535	0,168	
Durbin - Watson	1,9370	1,8746	4	6,1756	0,186	6,0122	0,198	
F	48,0563	56,8910	5	6,706	0,243	6,0906	0,298	
n	44	44	6	8,2953	0,217	8,0627	0,234	
			7	9,1818	0,240	8,3844	0,300	
			8	9,1842	0,327	10,806	0,213	
			Ramsey		F	p-valor	F	p-valor
					0,5461	0,5836	0,0848	0,9189
Exogeneidade de Fraca		Variável	t	p-valor	t	p-valor	t	p-valor
		g _m	-0,7905	0,4515	-0,8051	0,4256	-0,8051	0,4256
		e _{nm}	-1,161	0,2526	-1,499	0,1418	-1,499	0,1418
			Normalidade		χ ²	p-valor	χ ²	p-valor
					1,8192	0,402694	4,52465	0,104108
			Colinearidade		Variável	VIF	Variável	VIF
					g _m	1,11	g _m	1,11
					e _{nm}	1,11	e _{nm}	1,11

Fonte: Elaboração própria. Cálculo em Gretl versão 1.9.12 (2014).

Observações:

- * Significativo ao 1%, 5% e 10%
- ** Significativo ao 5% e 10%
- Estatísticas t entre parênteses
- O número de defasagens para o teste ARCH e o teste Q foi calculado automaticamente pelo Gretl.
- O teste de colinearidade corresponde ao cálculo de Fatores de Inflacionamento da Variância (VIF)

Os resultados das estimações das especificações (6) e (7) da terceira lei de Kaldor no período 2000:01 – 2010:04, são satisfatórios. Os coeficientes são todos significativos individual e globalmente e estão de acordo com os argumentos de Kaldor (1966). Além disso, os modelos calculados apresentam um ajuste muito bom respeito aos dados, e o estatístico Durbin Watson sugere a não presença de correlação nos resíduos. Esta última questão é confirmada através dos testes de consistência estatística, nos quais se corrobora a ausência de autocorrelação serial e do efeito ARCH. Além disso, os modelos estão corretamente especificados, se garante a exogeneidade fraca das variáveis explicativas, os resíduos têm distribuição normal e não se apresentam problemas de colinearidade nas variáveis independentes.

Sendo assim, segundo os resultados da estimação da especificação (6), pode-se dizer que durante a primeira década do século XXI, o crescimento da produtividade total da

Colômbia apresentou uma relação positiva com o crescimento do setor manufatureiro e uma relação negativa com o crescimento no nível de emprego fora das manufaturas. Esta relação é confirmada através da estimação da especificação (7) (a qual busca descartar qualquer tipo de relação espúria), onde estabelece que a produtividade não manufatureira está relacionada positivamente com o crescimento do valor agregado da indústria manufatureira e negativamente com a taxa de incremento do emprego fora das manufaturas.

O cálculo da elasticidade produtividade total – valor agregado manufatureiro na especificação (6) deu um resultado de 0,2240, o que quer dizer que em média um incremento de um ponto percentual no valor agregado da indústria manufatureira gera um incremento na produtividade total da economia de 0,22 pontos percentuais. Por sua vez, a elasticidade produtividade não manufatureira – valor agregado manufatureiro, calculada na especificação (7) foi de 0,1718, assim, um incremento de um ponto percentual no valor agregado manufatureiro tem um impacto de 0,1718 pontos percentuais na produtividade fora da indústria manufatureira.

Além disso, durante os anos 2000 - 2010, a taxa de crescimento do valor agregado no setor manufatureiro ficou acima do crescimento no nível de emprego não manufatureiro (4,07% e 3,05% respectivamente), o que é um argumento a favor da condição auxiliar estabelecida para a terceira *lei de Kaldor*. Assim, pode-se dizer que a evidência econométrica encontrada sugere que entre os anos 2000 – 2010, a terceira *lei de Kaldor* tem validade na economia colombiana. Este resultado confirma os argumentos de Moncayo (2011, tradução nossa) quando diz que “Só na primeira década dos anos 2000, se observam de novo as associações kaldorianas entre PTL, emprego manufatureiro e não manufatureiro.”

No obstante, essa validade deve ser recebida com ressalvas por duas questões. A primeira relaciona-se com o resultado da estimação da elasticidade produtividade total – valor agregado manufatureiro. Se bem, foi maior a aquela estimada no subperíodo 1978 – 1990, mesmo assim, seu valor de 0,22 ainda é pequeno. Nos trabalhos de Kaldor (1968) e Cripps e Tarling (1973) feitos para economias desenvolvidas, e de Hansen e Zhang (1996) feito para várias regiões da China, se estimaram elasticidades produtividade total – valor agregado manufatureiro acima de 0,5, o que sugere que em economias com setores industriais bem configurados e com boa contribuição dentro do PIB, se apresentam maiores capacidades de incorporar os ganhos de produtividade total gerados pelo crescimento do setor manufatureiro. Esse não é o caso da Colômbia durante a primeira década do século XXI. Como foi visto na segunda parte do capítulo 2 e na análise da primeira *lei de Kaldor*, a pesar de o setor industrial apresentar um bom crescimento e conseguir deter a tendência de perda de participação dentro

do PIB, durante os anos 2000 o setor manufatureiro colombiano só representou em média 14,03% do PIB.

Por outro lado, mesmo que o setor manufatureiro incrementou sua taxa de emprego durante entre os anos 2000 – 2010, não é possível afirmar que a indústria manufatureira tenha absorvido mão-de-obra dos demais setores. Durante a primeira década do século XXI, a tendência à desindustrialização do emprego parou, no entanto, a participação média do emprego industrial dentro do emprego total ficou envolta de 19,51%, o que é menor à média registrada na segunda metade dos anos setenta (25,61%), quando a economia colombiana começou o processo de desindustrialização. Assim, não é possível afirmar que durante os anos 2000, a produtividade dos demais setores econômicos tenha aumentado pela utilização (no setor industrial manufatureiro), de recursos que antes estariam nesses setores sub-empregados. Nesse sentido, pode-se apenas considerar a validade da terceira *lei de Kaldor* como mais um indicativo de que o aumento na produção industrial, induzida pelo aumento da demanda, torna a economia mais produtiva.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O estudo do crescimento econômico é um dos assuntos que tem despertado maior interesse na pesquisa econômica, um dos principais objetivos neste campo de estudo é determinar quais são os fatores ou aspectos que geram crescimento em uma economia. A partir desta perspectiva, o presente trabalho tem como objetivo analisar o comportamento da indústria manufatureira na Colômbia durante o período 1975 – 2010, com base nos fundamentos teóricos e conceituais de Nicholas Kaldor apresentados em sua obra seminal “Causes of the Slow Rate of Economic Growth of the United Kingdom” em 1966. A abordagem de Kaldor, para analisar as tendências do crescimento econômico tem como principal argumento os retornos crescente de escala característicos do setor industrial manufatureiro. Sua contribuição inicial em 1966 foi seguida por vários estudos e pesquisas que analisaram a presença de retornos crescentes de escala em diferentes países ou regiões de um mesmo país.

A teoria kaldoriana de crescimento baseia-se na hipótese do efeito do setor manufatureiro no crescimento da economia. Através de três leis, Kaldor tenta explicar como o crescimento econômico é gerado. Na sua primeira lei, relaciona-se positivamente a taxa de crescimento do PIB e a taxa de crescimento da indústria manufatureira, considerando o importante efeito multiplicador do setor manufatureiro sobre o resto da economia. A segunda lei, conhecida como “Lei Kaldor – Verdoorn”, postula que um aumento na taxa de crescimento da produção industrial leva a uma incremento da produtividade do trabalho no mesmo setor. Essa relação é explicada pelos processos sequencias de aumentos na divisão e especialização do trabalho, pelos maiores processos de aprendizado, e pela consequente expansão do mercado. Finalmente, a terceira lei diz que quanto mais rápido seja o crescimento do produto manufatureiro, mais rápida é a taxa de transferência de trabalho dos setores não manufatureiros à indústria, o que gera um aumento da produtividade total da economia.

Ao analisar o processo de industrialização na Colômbia encontra-se que este é relativamente jovem, considerando que no início do século XX as condições estruturais e sistemáticas da economia, não permitiam o desenvolvimento de uma produção industrial em grande escala dadas as limitações institucionais, de infraestrutura, de comunicações e de transporte. Os mercados eram pequenos e isolados, a estrutura de consumo da economia era determinada pelo baixo nível de renda, pela falta de um mercado de trabalho e a pouca mão

de obra qualificada, entre outros motivos, constituem as barreiras estruturais ao moderno desenvolvimento industrial.

O desenvolvimento econômico moderno, que começou na Colômbia com a expansão cafeeira de princípios do século XX, se acelerou durante os anos trinta, graças aos ajustes feitos para reverter os efeitos externos da crise de 1929, o que permitiu que o boom cafeeiro irradiasse outros setores da economia. Pode-se dizer então, que só partir de 1930 se começa a atingir as condições socioeconômicas básicas para desenvolver um sector industrial formal, no sentido da construção de instalações de produção de meia e alta capacidade e de processos mecânicos e automáticos relativamente complexos que interagiram conhecimento, tecnologia, e gestão com um objetivo comum.

Deste modo a partir dos anos trinta e até a crise do petróleo em 1973, a economia colombiana apresentou um crescimento contínuo acompanhado de uma transformação na sua estrutura produtiva, apoiada sempre na integração do mercado interno e na ativa intervenção do Estado nas questões econômicas. O resultado foi que a Colômbia entre os anos 1930 – 1974 deixou de ser uma sociedade rural e agropecuária, para se tornar uma sociedade urbana e semi-industrial. No entanto, o processo de desenvolvimento só favoreceu parcialmente ao conjunto da população, o que acentou mais ainda as desigualdades sociais.

É claro que a Colômbia vem passando por um processo de desindustrialização a partir do ano 1975. Com exceção de alguns momentos em que a participação da indústria manufatureira dentro do PIB tem permanecido relativamente constante (1986 – 1990 e 2000 – 2008), os dados mostram que ao longo do período de estudo deste trabalho, a quota da produção manufatureira dentro da economia tem apresentado um declínio estrutural.

O padrão de industrialização adotado a partir da segunda metade dos anos setenta misturou a substituição de importações com a promoção de exportações, o que limitou os resultados na diversificação da oferta de exportação. Esta situação foi parcialmente atribuída à abertura comercial que acentuou o processo de desindustrialização. Assim, a indústria manufatureira colombiana passou de ter uma estrutura de produção emergente, baseada em um setor agroexportador, a um modelo de crescimento terciário sem passar por um estágio intermédio de industrialização, que promovesse o surgimento de um setor de serviços associado aos processos industriais.

Desta forma, a partir da segunda metade da década dos setenta, o padrão de especialização e diversificação industrial, em relação à transformação produtiva e tecnológica, se estagnou na Colômbia. No longo prazo, a produção industrial nacional não apresentou mudanças significativas na sua composição. Não há uma tendência estrutural para a

especialização em setores intensivos em tecnologia, capital e conhecimento. Pelo contrário, o padrão de industrialização está concentrado na produção de bens de consumo e em setores de indústria leve, os quais se caracterizam por ser intensivos em recursos naturais e mão de obra não qualificada. Além disso, apresenta-se uma progressiva perda de bens intermédios e de capital dentro da produção industrial.

A diferença de outros estudos que testaram a validade das leis de Kaldor, neste trabalho, os testes foram feitos levando em consideração algumas hipóteses auxiliares, as quais ajudaram a estabelecer o verdadeiro sentido kaldoriano por trás das estimações econométricas. Em relação aos outros trabalhos que analisaram a validade das leis de Kaldor na Colômbia em períodos semelhantes, no presente estudo se faz uma contribuição especial ao subdividir o período de 1975 – 2010 em tres subperíodos, 1978 – 1990, 1991 – 1999 e 2000 – 2010.

Assim, para testar a validade da primeira *lei de Kaldor*, neste trabalho se usaram as condições auxiliares de Kaldor (1967), e corroboradas por Thirwall (1983). Estas condições estabelecem que a importância da primeira *lei de Kaldor* é confirmada por:

- a) a relação positiva entre o crescimento do valor agregado não manufatureiro e o crescimento do valor agregado manufatureiro e;
- b) a relação positiva entre o crescimento do valor agregado total e o excesso da taxa de crescimento do valor agregado manufatureiro sobre o crescimento dos outros setores da economia.

Apesar de que nas estimações feitas para o período 1975 – 2010, se encontrou uma relação positiva entre o crescimento do setor manufatureiro e os outros setores da economia, não foi possível estabelecer econométricamente a validade da segunda condição de Kaldor (1967). Nesse sentido, não é possível corroborar a primeira *lei de Kaldor* ao longo do período 1975 – 2010.

No subperíodo de 1978 – 1990, também não foi possível corroborar a segunda condição auxiliar de Kaldor (1967). Isto pode ser explicado pela forte tendência à desindustrialização que apresentou a economia colombiana durante a década dos oitenta. Além disso, a média de crescimento do valor agregado manufatureiro foi menor a taxa média de crescimento do valor agregado total, o que corrobora a tendência à desindustrialização durante o subperíodo de 1978 – 1990.

As estimações para o subperíodo de 1991 – 1999 mostram resultados bastante diferentes aos outros subperíodos. O crescimento do valor agregado manufatureiro não contribuiu significativamente na explicação do crescimento do valor agregado total. Estes

resultados sugerem que ao longo dos anos noventa não se apresenta nenhum tipo de relação kaldoriana entre o crescimento do valor agregado manufatureiro e o crescimento do valor agregado total da economia em conjunto. Esta situação se explica pela forte estagnação que sofreu a indústria manufatureira colombiana durante os anos noventa, e a conseqüente diminuição na sua contribuição no produto total da economia. É importante mencionar que a crise do setor manufatureiro acontece no contexto da implementação do modelo de abertura económica, o qual supostamente procurava a modernização da estrutura produtiva e o aumento da competitividade da indústria nacional.

Os resultados das estimações da primeira *lei de Kaldor* feitas para o subperíodo 2000 – 2010 são interessantes. Existe uma relação positiva em termos kaldorianos entre o crescimento do valor agregado manufatureiro e o crescimento do valor agregado total, mas também com o crescimento do valor agregado fora das manufaturas. Além disso, a segunda condição de Kaldor (1967) é confirmada durante os anos 2000. Também é importante realçar que durante os oito primeiros anos da primeira década do século XXI, a indústria colombiana conseguiu estabilizar a sua participação dentro do produto nacional. Isto quer dizer que a tendência à desindustrialização iniciada na segunda metade dos anos setenta parou durante os anos 2000 – 2008. Desta forma, à diferença dos outros subperíodos, a média de crescimento do setor manufatureiro ficou acima da taxa média de crescimento do valor agregado total, o que quer dizer que o crescimento da indústria manufatureira puxou para acima o crescimento da economia em conjunto ao longo dos anos 2000. Assim, com base na evidência econométrica pode-se dizer que durante a primeira década do século XXI, se valida a primeira *lei de Kaldor* na economia colombiana. No obstante, é necessário mencionar que apesar do setor manufatureiro ter apresentado uma boa recuperação durante os anos 2000 – 2008, a participação das manufaturas dentro do PIB não se incrementou significativamente.

Por outro lado, nos testes da segunda *lei de Kaldor* se levou em consideração, a condição auxiliar de Moncayo (2011), a qual se fundamenta nos argumentos de Ros (2004). Esta condição estabelece que os cálculos dos retornos crescentes de escala têm um verdadeiro sentido kaldoriano quando o aumento da produtividade laboral manufatureira (resultante do crescimento acelerado desse setor) está acompanhado de um aumento do emprego industrial.

As estimações feitas para o período todo de 1975 – 2010 sugerem a existência de uma relação positiva entre o crescimento do valor agregado manufatureiro e o crescimento da produtividade e do emprego nesse setor. Segundo esses resultados, se apresentam retornos crescentes de escala na indústria manufatureira durante esse período. No entanto, o baixo ajuste econométrico dos modelos gera serias dúvidas em relação à validade desses resultados.

Nos subperíodos de 1978 – 1990, 1991 – 1999 e 2000 – 2010, também se encontraram relações positivas entre o crescimento do valor agregado manufatureiro e a produtividade e o emprego industrial, as quais sugerem a existência de retornos crescentes de escala no setor manufatureiro colombiano. No obstante, estes resultados apresentam grandes diferenças em cada um dos subperíodos, em relação ao verdadeiro sentido kaldoriano por trás das estimações. Desta forma, no subperíodo de 1978 – 1990, os resultados devem ser recebidos com ressalvas, pois a partir dos anos oitenta, o emprego manufatureiro começa a crescer acima da taxa de crescimento do setor manufatureiro, afetando diretamente a produtividade industrial, o que contradiz a condição auxiliar de Moncayo (2011). Entre os anos 1991 – 1999, a estagnação do setor manufatureiro e o aumento e posterior queda do nível de emprego, impactaram negativamente a produtividade do setor manufatureiro criando falsos ganhos de produtividade, o que em termos de Ros (2004) dificulta a verdadeira interpretação kaldoriana dos cálculos de retornos crescentes de escala. No subperíodo de 2000 – 2010, o crescimento da produção do setor manufatureiro colombiano foi acompanhado pelo crescimento no nível de emprego industrial. Esse movimento está de acordo com as proposições kaldorianas, toda vez que o rápido crescimento da demanda agregada proporcionou ao setor industrial colombiano, ganhos de economias de escala, aumentando a produção e o emprego no setor manufatureiro. Este argumento foi confirmado através do teste de causalidade de Granger, no qual se encontrou que durante os anos 2000, os incrementos na produção, induzidos pela expansão da demanda, provocaram um aumento da produtividade da indústria manufatureira, a qual pelo fato de ter exibido retornos crescentes de escala, mostrou melhoras sistemáticas da produtividade e uma evolução mais dinâmica, conforme a expansão da demanda agregada. Assim, pode-se dizer que o setor industrial manufatureiro colombiano apresentou durante a primeira década do século XXI, uma razoável capacidade de incorporar ganhos de produtividade provenientes de aumentos na produção. Estes resultados validam a segunda *lei de Kaldor* na economia colombiana durante no subperíodo 2000 – 2010.

Baseando-se em Moncayo (2011), se estabeleceu como condição auxiliar para os testes da terceira *lei de Kaldor*, o excesso positivo entre a taxa de crescimento do valor agregado manufatureiro e a taxa de crescimento do emprego não manufatureiro. Desta forma, quanto mais rápido é o crescimento do valor agregado da indústria manufatureira, mais rápida teria que ser a taxa de transferência do trabalho dos setores não manufatureiros à indústria.

Nas estimações feitas para o período todo de 1975 – 2010, a produtividade total da economia colombiana é determinada positivamente pela taxa de crescimento do valor agregado manufatureiro e negativamente pelo crescimento do emprego não manufatureiro.

No entanto, os resultados obtidos devem ser aceitos com ressalvas, pois durante os anos 1975 – 2010, o crescimento médio do valor agregado manufatureiro foi menor ao crescimento médio do emprego não manufatureiro, o que contradiz a condição auxiliar estabelecida.

No subperíodo 1978 – 1990, também se encontrou que a produtividade total se relaciona positivamente com o crescimento do valor agregado manufatureiro e negativamente com o crescimento do emprego fora das manufaturas. No obstante, a partir da segunda metade dos anos setenta e durante os anos oitenta, a economia colombiana atravessou pelo processo de desindustrialização, onde o setor da indústria manufatureira também perdeu participação dentro do nível de emprego agregado da economia. Assim, os resultados empíricos encontrados devem ser lidos com precaução, pois podem ter outro significado econométrico e econômico.

As estimações da terceira *lei de Kaldor* durante o subperíodo de 1991 – 1999 mostram resultados bastante diferentes aos outros subperíodos. O crescimento do valor agregado da indústria manufatureira não contribui significativamente na explicação da produtividade total da economia, o que quer dizer que não é possível estabelecer nenhum tipo de relação kaldoriana entre essas duas variáveis. Esse resultado se explica principalmente pela forte estagnação e queda que experimentou o setor da indústria manufatureira colombiana ao longo da década dos noventa

Por último, no subperíodo de 2000 – 2010, os resultados econométricos mostram que o crescimento da produtividade total da Colômbia apresentou uma relação positiva com o crescimento do setor manufatureiro e uma relação negativa com o crescimento no nível de emprego fora das manufaturas. Além disso, durante os anos 2000 - 2010, a taxa média de crescimento do valor agregado do setor manufatureiro ficou acima do crescimento no nível de emprego não manufatureiro, o que é um argumento em favor da condição auxiliar estabelecida. Assim, pode-se dizer que a evidência econométrica encontrada sugere que entre os anos 2000 – 2010, a terceira *lei de Kaldor* tem validade na economia colombiana. Não obstante, mesmo que o setor manufatureiro incrementou sua taxa de emprego durante entre os anos 2000 – 2010, não é possível afirmar que a indústria manufatureira tenha absorvido mão-de-obra dos demais setores. Durante a primeira década do século XXI, a tendência à desindustrialização do emprego manufatureiro parou, no entanto, a participação do emprego industrial dentro do emprego total não apresentou incrementos significativos. Nesse sentido, pode-se apenas considerar a validade da terceira *lei de Kaldor* como mais um indicativo de que o aumento na produção industrial, induzida pelo aumento da demanda, torna a economia mais produtiva.

Em linhas gerais, pode-se dizer que durante o período todo de 1975 – 2010, mesmo não seja possível corroborar plenamente a validade das leis de Kaldor, os testes feitos revelaram a grande importância que tem o aumento do valor agregado manufatureiro para o crescimento da economia colombiana, sendo recomendável um acompanhamento sistemático dessas relações. Os resultados obtidos no subperíodo de 1991 – 1999 corroboram empiricamente os argumentos de Clavijo, Vera e Fandiño (2012), segundo os quais, a verdadeira “década perdida” em matéria de produção industrial na economia colombiana foi a década dos noventa, e não a década dos oitenta como usualmente se afirma. A verificação empírica da validade das leis de Kaldor durante a primeira década do século XXI confirmar também os achados de Moncayo (2011), quando argumenta que somente nos anos 2000 voltam aparecer as relações kaldorianas na economia colombiana.

Por último, a aplicação do esquema analítico proposto por Kaldor, para a compreensão do processo de desenvolvimento e crescimento econômico abre um grande espaço de pesquisa, onde outros estudos podem ser feitos, por exemplo, na realização de testes no nível regional, a fim de validar as proposições kaldorianas nas diferentes regiões da Colômbia.

REFERÊNCIAS

- ACEVEDO, A.; MOLD, A.; PEREZ, E. The analysis of “Leading Sectors”: A long term view of 18 Latin American economies. **Munich Personal RePEc Archive**, Munich, n. 15017, May 2009.
- BONILLA, G. Cambio tecnológico y crecimiento económico industrial. Impactos sobre la estructura ocupacional en la industria manufacturera colombiana (1987-1997). **Revista de Economía**, Bogotá, v. 3, n. 2, p. 61 – 91, 2000.
- BRANDO, C. La industrialización a medias. In: KALMANOVITZ, S. (Org). **Nueva Historia Económica de Colombia**. Bogotá: Taurus, 2010. p. 197 – 213.
- CABEZAS, S.; LARÍA, P.; RAMA, V. Industrialización e desindustrialización en Argentina en la segunda mitad del siglo XX. La paradójica validez de las layer de Kaldor – Verdoorn. **Cuadernos de Economía**, Bogotá, v. 30, n. 55, p. 235 – 272, 2011.
- CALDERÓN, C.; MARTÍNEZ, G. La Ley de Verdoorn y la industria manufacturera regional en la era del TLCAN. **Frontera Norte**, Tijuana, v. 17, n. 34, p. 103 – 137, jul./dic. 2005.
- CARDONA, M.; ZULUAGA, F. **Diferencias y Similitudes en las teorías del crecimiento económico**. Medellín: Grupo de Estudios Sectoriales y Territoriales, Departamento de Economía, Escuela de Administración – Universidad EAFIT, 2005.
- CENTRO DE INVESTIGACIONES PARA EL DESARROLLO - CID. **Bienestar e Macroeconomía 2002 – 2006: crecimiento insuficiente, inequitativo e insostenible**. Bogotá: Universidad Nacional de Colombia, 2006.
- CHAKRAVARTY, S.; MITRA, A. Is industry still the engine of growth? An econometric study of the organized sector employment in India. **Journal of Policy Modeling**, New York v. 31, n. 1, p. 22-35, 2009.
- CHANG, H. **Retirar la escalera**. La estrategia del desarrollo en perspectiva histórica. Madrid: Catarata, 2004.
- CHATTERJI, M.; WICKENS, R. Verdoorn’s Law and Kaldor’s Law: A Reviosinist Interpretation?. **Journal of Post Keynesian Economics**, New York v. 5, n 3, p. 397 – 413, 1983.
- CHICA, R. El Estancamiento de la Industria Colombiana. **Coyuntura Económica**, [S.l.], v. 20, n. 2, p. 81-102, 1990.
- CLAVIJO, S.; VERA, A.; FANDIÑO A. **La Desindustrialización en Colombia**. Análisis cuantitativo de sus determinantes. Bogotá: ANIF – Asociación Nacional de Industrias Financieras, 2012.
- CONTAS NACIONAIS. Bogotá: Departamento Administrativo Nacional de Estadística – DANE, 2014. Disponível em: <<https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/cuentas-nacionales>>. Acesso em: 17 mar. 2014.

COTTE, A. **Violencia, política económica y crecimiento económico en Colombia**. [S.l.]: Universidad del Valle, Departamento de Economía, 2003.

CORREA, V. et al. **Empalme PIB: series anuales y trimestrales 1986-1995, base 1996**. Documento metodológico. [S.l.]: Banco Central de Chile, 2002. (Documento de trabajo, 179).

CRIPPS, F.; TARLING, R. **Growth in Advanced Capitalist Economies 1950-1970**. London: Cambridge University Press, 1973.

CUEVAS, H. Dinámica del proceso de industrialización en Colombia. **Revista Economía Colombiana**, [S.l.], n. 187 – 188, p. 22 – 36, nov./dic. 1986.

DADOS de crescimento econômico. **Moxlad Oxford Latin American Economic History Database**, Montevideo, 2014. Disponível em: <<http://moxlad.fcs.edu.uy/>>. Acesso em: 03 maio 2014.

DASGUPTA, S.; AJIT, S. **Manufacturing, services and premature deindustrialization in developing countries: a Kaldorian empirical analysis**. Cambridge: Center for Business Research, University of Cambridge, n. 327, June 2006.

DASGUPTA, S.; AJIT, S. Will services be the new engine of Indian economic growth? **Development and Change**, Weinheim, v. 36, n. 6, p. 1035-1057, 2005.

DÍAZ-BAUTISTA, A. Mexico's industrial engine of growth: cointegration and causality. **Momento Económico**, Ciudad de México, v. 126, p. 34-41, 2003.

DEPARTAMENTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA - DANE. **Documento metodológico y resultados de la retropolación 1975 – 2005 base 2005**. Bogotá, 2013.

DE VRIES, A. The Verdoorn Law Revisited. **European Economic Review**, [S.l.], v. 14, p. 271-277, 1980.

ECHAVARRIA, J. **Crisis e Industrialización**. Las lecciones de los treinta. Bogotá: TM; Banco de la República; Fedesarrollo, 1999.

ECHAVARRIA, J.; VILLAMIZAR, M. El proceso colombiano de desindustrialización. **Borradores de Economía**, Bogotá, n. 361, ene. 2006.

ESGUERRA, C.; CASTRO, J.C.; GONZÁLEZ, N. Cambio estructural y competitividad: el caso colombiano. **Informe DANE**, [S.l.], 2002. Disponível em: <http://www.dane.gov.co/files/observatorio_competitividad/documentos/Version_articulo_Nivel_Nacional.pdf>. Acesso em: 03 maio 2014.

FEIJÓ, C.; GONZAGA, P. Uma interpretação sobre a evolução da produtividade industrial no Brasil nos anos noventa e as “leis” de Kaldor. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 12, n. 2, jul./dez. 2002.

FELIPE, J. The role of manufacturing sector in Southeast Asian development: a test of Kaldor's first law. **Journal of Post Keynesian Economics**, New York, v. 20, n 3, p. 463-485, 1998.

FINGLETON, B.; MCCOMBIE, J. Increasing returns and economic growth: some evidence for manufacturing from the European Union Regions. **Oxford Economic Papers**, Oxford, v. 50, n. 1, p. 96-115, Jan. 1998.

FRÁNCICA, G. **La industria manufacturera colombiana en la economía mundial**. Valoración de su potencial de transformación productiva. Bogotá: Universidad de La Sabana; Grupo de Investigación Cultura Emprendedora; Escuela Internacional de Ciencias Económicas y Administrativas, 2008.

GARAY, L. **Colombia: estructura industrial e internacionalización 1967 - 1996**. Bogotá: DNP-COLCIENCIAS; Consejería Económica y de Competitividad; Ministerio de Comercio Exterior y Ministerio de Hacienda, 1998. Disponível em: <<http://www.lablaa.org/blaavirtual/economia/industrilatina/indice.htm>>. Acesso em: 03 maio 2014.

GARCÍA, J. Liberalización, cambio estructural y crecimiento económico en Colombia. **Cuadernos de Economía**, Bogotá, v. 24, n. 36, p. 191-243, 2002.

GARCÍA, J. **Liberalización y transformación en la industria colombiana**. Bogotá: Universidad Autónoma de Colombia, Facultad de Ciencias Económicas y Contables FACEAC, Sistema Universitario de Investigación, 2005.

GARCÍA, J. El comercio exterior y la insuficiencia productiva de la economía colombiana. In: CID (Org). **Macroeconomía y Bienestar, más allá de la retórica**. [S.l.]: Universidad Nacional Colômbia, 2007. p. 225 – 277.

GOMULKA, S. Industrialization and the rate of growth: Eastern Europe. **Journal of Post Keynesian Economics**, New York, v. 5, n. 3, p. 388-396, 1983.

GUO, D. The leading role of manufacture in regional economic growth in China: a spatial econometric view of Kaldor's law. In: WORKSHOP ON AGGLOMERATION AND GROWTH IN KNOWLEDGE-BASED SOCIETIES. Kiel, Germany, v. 20-21, Apr. 2007.

HODRICK, R.; PRESCOTT, E. U.S. **Business cycles: an empirical investigation**. Pittsburgh: Carnegie-Mellon University; Northwestern University, 1980. (Discussion Papers, 451).

HU, Z. F.; KHAN, M. S. Why is China growing so fast? **IMF Staff Papers**, [S.l.], 1997.

JIMÉNEZ, Margarita. **Historia del desarrollo regional en Colombia**. [S.l.]: Ocerec-CIDER, 1985.

KALDOR, N. A model of economic growth. **The Economic Journal**, New York, v. 67, Dec. 1957.

KALDOR, N. International trade and economic development. **Journal of Modern African Studies**, New York, v. 2, n. 4, p. 491-511, 1964.

KALDOR, N. **Causes of the slow rate of growth of the United Kingdom**. Cambridge: Cambridge University, 1966.

KALDOR, N. **Strategic factors in economic development**. New York: Cornell University, 1967.

KALDOR, N. The case for Regional Policies. **Scottish Journal of Political Economy**, Weinheim, v. 17, Nov. 1970.

KALDOR, N. The irrelevance of equilibrium economics. **Economic Journal**, St. Andrews, v. 82, n. 328, p. 1237-1255, 1972.

KALDOR, N. What is wrong with economic theory. **Quarterly Journal of Economics**, Oxford, v. 89, n. 3, p. 347-357, 1975.

KALDOR, N. Capitalismo y desarrollo industrial: algunas lecciones de la experiência británica. In: DIAZ, A; TEITEL, S. **Política económica en centro y periferia: ensayos en homenaje a Felipe Pazos**. Ciudad de México: Fondo de Cultura Económica, 1976. p. 61 -79.

KALDOR, N. **Further essays on economic theory**. London: Duckworth, 1978.

KALDOR, N. **Economics without equilibrium**. New York: Sharpe, 1985.

LEON-LEDESMA, M.A. Accumulation, innovation and catching-up: an extended cumulative growth model. **Cambridge Journal of Economics**, Cambridge, n. 26, p. 201-216, 2002.

MAMGAIN, V. Are the Kaldor-Verdoorn Laws Applicable in the Newly Industrializing Countries? **Review of Development Economics**, Oxford, v. 3, n. 3, p. 295-309, 1999.

McCOMBIE, J. What still remains of Kaldor's laws. **The Economic Journal**, New York, v. 91, n. 361, p. 206-216, 1981.

McCOMBIE, J. Kaldor's laws in retrospect. **Journal of Post Keynesian Economics**, Spring, v. 5, n. 3, 1983.

McCOMBIE, J.; DE RIDDER, J. The Verdoorn law controversy: some new empiric evidence using U. S. State Data. **Oxford Economic Papers**, Oxford, n. 36, p. 268-284, 1984.

McCOMBIE, J; THIRWALL, A. **Economic Growth and the Balance of Payments Constraint**. Kent: St. Martin's Press, 1994.

McCOMBIE, J. Increasing returns and the Verdoorn law from a Kaldorian perspective. In: McCOMBIE, J. et al (Ed.) **Productivity growth and economic performance**. London: Macmillan, 2002. p. 64-114.

MONCAYO, J. **Cambio estructural, crecimiento e industrialización en América Latina 1950 – 2005**. 2011. Teses (Doctorado en Ciencias Económicas) - Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Colombia, Bogotá, 2011.

MORAES, L.; MARQUETTI, A. As leis de Kaldor na economia gaúcha: 1980 – 00. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 28, n. 1, p. 225-248, jul. 2007.

MORENO, A. Las leyes del desarrollo económico endógeno de Kaldor: el caso colombiano. **Revista de Economía Institucional**, Bogotá, v. 10, n. 18, Primer Semestre, p. 129 – 147, 2008.

MALAVAR, F. Dinámica y transformaciones de la industria colombiana. **Cuadernos de Economía**, Bogotá, v. 21, n. 36, p. 273-323, 2002.

MARINHO, L., NOGUEIRA, C. **Evidências da lei de Kaldor-Verdoorn para a indústria de transformação do Brasil (1985-1997)**. [S.l.]: [s.n.], 1998.

NECMI, S. Kaldor's growth analysis revisited. **Applied Economics**, London, v. 31, n. 5, p. 653-660, 1999.

OBSERVATORIO DE COMPETITIVIDADE. Bogotá: Departamento Nacional de Planeación – DNP, 2014. Disponible em: <<https://www.dnp.gov.co/programas/desarrollo-empresarial/Observatorio-de-Competitividad/Paginas/Observatorio-de-Competitividad.aspx>>. Acceso em: 17 maio 2014.

OCAMPO, J. La internacionalización de la economía colombiana. In: URRUTIA, M. (Org). **Colombia ante la economía mundial**. Bogotá: TM, 1994. p. 17 – 65.

OCAMPO, J. **Crecimiento de las exportaciones y sus efectos sobre el empleo, la desigualdad y la pobreza en Colombia**. [S.l.]: Universidad de los Andes, 2003. (Documento CEDE 2004-03).

OCAMPO, J.; TOVAR C. Colombia en la era clásica del “Desarrollo hacia adentro”. In: CARDENAS, E.; OCAMPO, J.; THORP, R. (Org). **Industrialización y Estado en América Latina: la leyenda negra de la posguerra**. [S.l.]: Fondo de Cultura Económica, 2003. p. 321 - 372.

OCEGUEDA, J. Analisis kaldoriano del crecimiento económico delos estados de México 1980 – 2000. **Comercio Exterior**, Ciudad de México, v. 53, n. 11, nov. 2003.

ORTIZ, C.; URIBE, J. Apertura, estructura económica e informalidad: un modelo teórico. **Cuadernos de Economía**, Bogotá, v. 25, n. 44, p. 143-175, 2006.

PEREIRA, V. **The Verdoorn law in the portuguese regions: a panel data analysis**. Munich: University Library of Munich, 2011. (MPRA Paper, 32186).

PACHÓN, Á.; RAMÍREZ, M. **La infraestructura de transporte en Colombia durante el siglo XX**. Bogotá: FCE-Banco de la República de Colombia, 2007.

PARIKH, A. Differences in growth and Kaldor Laws. **Económica**, [S.l.], v. 45, 1978.

PONCE, J. Una nota sobre empalme de series de cuentas nacionales. **Revista de Economía Banco Central de Uruguay**, Montevideo, v. 11, n. 2, 2004.

PONS-NOVELL, J.; VILADECANS-MARSAL, E. Kaldor's laws and spatial dependence: evidence for the European regions. **Regional Studies**, London, v. 33, n. 5, p. 443-451, 1999.

ROWTHORN, R. A Reply of Kaldor's Comment. **The Economic Journal**, New York, v. 85, p. 897 – 901, Dec. 1975.

RAMÍREZ, J.; NÚÑEZ, L. Reformas, crecimiento, progreso técnico y empleo en Colombia. In: BOGOTÁ. Secretaria de Hacienda Distrital. **Crecimiento, empleo y equidad: América latina en los años 90's. Cambio Tecnológico, Productividad y Crecimiento de la Industria en Bogotá**. Bogotá, 2003. (Cuadernos de la ciudad: Serie de productividad y competitividad, 2).

ROMERO, C. **El tipo de cambio en Colombia 1932 – 1974**. Tese (Doutorado em História e Instituições Econômicas) - Faculdade de Ciências Econômicas e Empresariais, Universidade Autônoma de Barcelona, Barcelona, 2005.

ROS, J. **La teoría del desarrollo y la economía del crecimiento**. Ciudad de México: Fondo de Cultura Económica/CIDE, 2004.

SEITER, S. Productivity and employment in the information economy: what Kaldor's and Verdoorn's growth laws can teach the US. **Empirica**, Stuttgart, v. 32, n. 1, p. 73-90, 2005.

STAVRINOS, V. The intertemporal stability of Kaldor's first and second growth laws in the UK. **Applied Economics**, London, v. 19, n. 9, p. 1201-1209, 1987.

THIRLWALL, A. The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences. **Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review**, Canterbury, v. 32, n. 128, p. 45-53, 1979.

THIRLWALL, A. A plain man's guide to Kaldor's growth laws. **Journal of Post Keynesian Economics**, New York, v. 5, n. 3, p. 345-358, 1983.

THIRLWALL, A. **La naturaleza del crecimiento económico**. Un marco alternativo para comprender el desempeño de las naciones. Ciudad de México: Fondo de Cultura Económica, 2003.

VACIAGO, G. Increasing returns and economic growth in advanced economies: a reevaluation. **Oxford Economic Papers**, Oxford, v. 27, 1975.

VERA, L. Paradojas de la desindustrialización. Hay evidencia de la tercera ley de Kaldor para Venezuela? **Nueva Economía**, Caracas, v. 33, 2011.

WELLS, H; THIRLWALL, A. Testing Kaldor's growth laws across the countries of Africa. **African Development Review**, Tunis-Belvédère, v. 15, n. 2-3, p. 89-105, 2003.

YOUNG, A. Increasing returns and economic progress. **The Economic Journal**, New York, v. 38, n. 152, p. 527-542, 1928.

ZERMEÑO, F. **Lecciones de desarrollo económico**, Ciudad de México: Plaza y Valdés, 2004.

ANEXO A – Taxas de variação frequência anual 1975 - 2010

Ano	VAMan	VANMan	VA Total	EMan	ENMan	ETotal	PMan	PNMan	PTotal
1976	4,11	4,34	4,29	-					
1977	1,81	4,67	4,11	6,50	4,35	4,89	-4,39	0,42	-0,66
1978	6,90	5,86	6,07	4,49	5,76	5,43	2,54	0,26	0,78
1979	4,65	4,13	4,23	6,96	4,22	4,92	-2,05	0,00	-0,57
1980	7,22	7,36	7,33	3,43	6,32	5,57	3,92	1,24	1,93
1981	-6,52	1,89	0,31	-1,13	5,57	3,86	-5,24	-3,47	-3,42
1982	0,48	2,35	2,02	16,01	14,78	15,08	-13,38	-10,80	-11,33
1983	0,15	1,79	1,50	3,25	5,32	4,82	-3,01	-3,34	-3,15
1984	6,76	2,79	3,50	4,39	4,09	4,16	2,50	-1,21	-0,58
1985	2,49	2,81	2,75	-3,23	2,62	1,21	5,94	0,23	1,56
1986	5,35	5,16	5,19	6,59	6,21	6,29	-1,03	-0,86	-0,91
1987	6,09	5,31	5,45	8,41	6,07	6,61	-1,97	-0,59	-0,95
1988	1,31	4,52	3,94	13,82	14,29	14,18	-10,99	-8,45	-8,90
1989	8,04	4,32	5,00	4,31	3,71	3,85	3,89	0,69	1,23
1990	5,70	4,52	4,74	0,60	1,13	1,01	5,23	3,46	3,81
1991	-0,42	4,09	3,27	5,29	5,04	5,10	-5,43	-0,82	-1,69
1992	-1,35	3,97	3,03	5,38	4,67	4,84	-6,38	-0,60	-1,68
1993	-2,32	5,92	4,55	2,81	3,78	3,55	-4,96	2,23	1,07
1994	0,88	6,44	5,57	1,10	2,91	2,49	-0,22	3,64	3,16
1995	4,39	5,38	5,23	0,73	3,33	2,73	3,73	2,12	2,57
1996	-1,79	2,27	1,66	-2,94	0,44	-0,33	1,20	1,84	2,01
1997	0,80	3,56	3,16	-4,86	4,37	2,33	5,95	-0,72	0,86
1998	0,19	0,93	0,82	0,66	2,69	2,27	-0,46	-1,71	-1,41
1999	-8,55	-3,87	-4,52	-9,21	-0,36	-2,15	1,12	-3,44	-2,32
2000	11,06	1,31	2,70	8,67	2,77	3,87	2,79	-1,41	-1,10
2001	2,87	1,31	1,55	6,25	2,12	2,95	-3,14	-0,78	-1,35
2002	2,12	2,70	2,61	0,38	2,21	1,90	1,76	0,52	0,74
2003	4,78	3,54	3,73	4,50	3,98	4,02	0,38	-0,36	-0,22
2004	7,65	4,81	5,24	3,02	0,95	1,41	4,78	3,94	3,92
2005	4,39	4,62	4,58	3,47	3,61	3,38	0,98	1,07	1,26
2006	6,58	6,02	6,11	-4,67	1,65	0,63	12,03	4,49	5,63
2007	6,95	6,11	6,24	4,80	3,55	3,67	2,29	2,66	2,67
2008	0,61	3,92	3,41	0,12	3,40	2,66	0,49	0,58	0,80
2009	-4,24	3,02	1,95	0,29	4,78	4,03	-4,42	-1,64	-1,98
2010	1,82	3,98	3,67	1,03	5,18	4,51	0,79	-1,07	-0,74

Fonte : Elaboração própria a partir de DANE e DNP (2014).

VAMan = Taxa de crescimento real do valor agregado manufatureiro

VANMan = Taxa de crescimento real do valor agregado não manufatureiro

VATotal – Taxa de crescimento real do valor agregado total

EMan = Taxa de crescimento do emprego manufatureiro

ENMan = Taxa de crescimento do emprego não manufatureiro

ETotal = Taxa de crescimento do emprego total

PMan = Taxa de crescimento da produtividade manufatureira

PNMan = Taxa de crescimento da produtividade não manufatureira

PTotal = Taxa de crescimento da produtividade total

ANEXO B – Taxas de variação 1975 – 2010 frequência trimestral

Ano	Trimestre	VAMan	VANMan	VA Total	EMan	ENMan	PMan	PNMan	PTotal
1978	i	2,30	4,68	4,26	2,66	6,02	-0,36	-1,33	-0,91
	ii	11,97	7,68	8,43	9,04	6,41	2,93	1,28	1,38
	iii	14,24	8,27	9,38	5,83	5,08	8,41	3,19	4,11
	iv	9,12	4,30	5,15	0,22	4,89	8,90	-0,59	1,47
1979	i	9,50	4,92	5,78	8,24	3,64	1,26	1,29	0,93
	ii	5,94	4,31	4,59	3,76	1,27	2,18	3,04	2,67
	iii	3,81	3,86	3,87	3,20	4,81	0,60	-0,95	-0,49
	iv	5,00	4,56	4,62	11,77	6,71	-6,78	-2,15	-3,41
1980	i	4,24	5,44	5,25	2,37	7,53	1,87	-2,09	-0,99
	ii	2,00	6,32	5,53	8,26	8,05	-6,26	-1,72	-2,57
	iii	0,15	5,36	4,41	4,03	4,73	-3,87	0,63	-0,10
	iv	-1,26	6,22	4,88	-1,32	4,32	0,06	1,89	1,99
1981	i	-2,05	5,47	4,14	6,75	3,32	-8,80	2,15	-0,09
	ii	-2,09	3,36	2,40	-9,53	3,49	7,44	-0,13	2,16
	iii	-1,64	4,50	3,43	-1,69	5,25	0,05	-0,75	-0,06
	iv	-4,91	3,90	2,43	-0,39	9,40	-4,53	-5,50	-4,63
1982	i	-3,51	2,88	1,81	5,37	11,10	-8,88	-8,22	-7,88
	ii	-0,24	3,73	3,07	23,65	18,25	-23,89	-14,51	-16,40
	iii	-1,39	2,26	1,65	17,40	15,15	-18,79	-12,89	-14,08
	iv	-0,78	0,34	0,15	13,00	10,65	-13,77	-10,31	-11,07
1983	i	0,00	1,28	1,08	4,94	8,97	-4,94	-7,69	-6,95
	ii	-2,90	2,25	1,44	-2,84	2,88	-0,06	-0,62	0,02
	iii	-0,41	3,41	2,78	2,95	4,68	-3,36	-1,28	-1,51
	iv	7,60	5,00	5,39	7,77	4,40	-0,17	0,59	0,16
1984	i	6,97	3,12	3,78	2,65	4,45	4,32	-1,33	-0,27
	ii	6,13	1,50	2,25	5,24	3,23	0,89	-1,73	-1,39
	iii	6,04	2,08	2,72	4,74	3,89	1,31	-1,81	-1,41
	iv	4,19	3,49	3,60	4,51	4,45	-0,32	-0,96	-0,84
1985	i	2,73	4,54	4,23	4,95	5,61	-2,22	-1,07	-1,26
	ii	3,99	4,81	4,69	-6,69	-2,06	10,67	6,86	7,87
	iii	4,03	3,25	3,37	-5,20	3,49	9,22	-0,24	1,91
	iv	0,91	3,34	2,94	-6,20	3,12	7,11	0,22	2,05
1986	i	4,09	5,54	5,30	0,53	2,42	3,56	3,12	3,30
	ii	6,55	7,32	7,22	10,48	10,61	-3,94	-3,29	-3,38
	iii	6,39	8,02	7,73	4,67	5,35	1,71	2,67	2,52
	iv	5,93	5,01	5,15	10,09	5,84	-4,16	-0,83	-1,62
1987	i	6,06	5,85	5,89	6,24	6,33	-0,18	-0,47	-0,45
	ii	4,85	4,42	4,51	10,22	6,04	-5,37	-1,62	-2,53
	iii	7,79	4,23	4,84	10,65	5,50	-2,86	-1,27	-1,84
	iv	5,29	4,83	4,88	5,26	5,74	0,03	-0,91	-0,74
1988	i	4,32	5,36	5,19	14,61	13,21	-10,29	-7,85	-8,31
	ii	3,82	5,03	4,86	12,12	14,28	-8,30	-9,26	-8,96
	iii	-0,33	6,43	5,28	12,79	13,83	-13,12	-7,40	-8,30
	iv	-0,25	6,99	5,87	12,36	12,11	-12,61	-5,12	-6,30
1989	i	0,93	2,28	2,06	1,18	4,06	-0,25	-1,77	-1,31
	ii	4,89	3,60	3,83	4,40	3,86	0,48	-0,25	-0,16
	iii	6,24	2,58	3,19	5,90	2,88	0,34	-0,30	-0,40
	iv	9,33	1,13	2,35	5,17	3,77	4,16	-2,64	-1,79
1990	i	9,16	3,76	4,67	1,07	2,86	8,09	0,90	2,28
	ii	3,88	2,24	2,52	2,54	-1,11	1,34	3,35	2,75
	iii	1,69	1,72	1,71	-0,10	0,02	1,78	1,70	1,68
	iv	2,16	3,23	3,06	-1,04	2,70	3,19	0,53	1,23
1991	i	-4,17	0,56	-0,23	8,38	3,93	-12,55	-3,37	-5,13
	ii	1,34	3,35	3,01	2,46	6,97	-1,13	-3,62	-2,89
	iii	2,60	1,12	1,38	3,66	6,20	-1,06	-5,07	-4,27
	iv	3,08	4,00	3,87	6,22	2,57	-3,14	1,43	0,46
1992	i	6,94	3,64	4,17	4,15	3,43	2,79	0,21	0,65
	ii	1,98	2,65	2,53	4,88	5,58	-2,90	-2,93	-2,93
	iii	5,18	3,84	4,07	4,86	4,06	0,31	-0,21	-0,25
	iv	3,70	0,94	1,42	6,96	5,17	-3,26	-4,23	-4,14
1993	i	3,28	4,96	4,66	4,82	3,54	-1,53	1,42	0,91
	ii	2,89	3,22	3,13	2,65	2,38	0,24	0,84	0,60
	iii	0,18	7,24	6,08	4,28	5,65	-4,10	1,59	0,71
	iv	0,54	7,48	6,43	-0,72	3,21	1,25	4,27	4,19
1994	i	0,31	7,01	5,92	2,17	3,24	-1,86	3,77	3,03
	ii	2,34	7,08	6,28	2,22	1,44	0,12	5,64	4,56
	iii	3,42	6,46	6,01	-0,66	1,95	4,08	4,51	4,62
	iv	0,24	8,37	7,19	0,65	4,87	-0,41	3,49	3,33

Ano	Trimestre	VAMan	VANMan	VA Total	EMan	ENMan	PMan	PNMan	PTotal
1995	i	7,06	6,86	6,90	-0,51	4,25	7,58	2,61	3,80
	ii	3,85	8,24	7,52	0,48	4,77	3,37	3,48	3,67
	iii	3,01	7,39	6,76	-0,28	2,11	3,30	5,29	5,20
	iv	7,73	6,25	6,46	3,15	2,03	4,58	4,22	4,21
1996	i	1,51	6,55	5,79	-2,02	3,44	3,53	3,10	3,54
	ii	1,81	5,12	4,60	-2,04	-0,43	3,85	5,54	5,37
	iii	-1,58	2,04	1,53	-0,29	-0,90	-1,28	2,94	2,33
	iv	-6,92	3,24	1,81	-7,68	-0,33	0,76	3,56	3,78
1997	i	-7,10	2,57	1,20	-7,07	-0,75	-0,03	3,31	3,26
	ii	0,10	3,69	3,17	-7,53	4,87	7,64	-1,18	0,95
	iii	1,82	5,93	5,35	-5,49	7,24	7,32	-1,32	0,92
	iv	6,39	2,91	3,35	0,06	5,70	6,33	-2,79	-1,18
1998	i	10,26	2,71	3,81	8,27	5,86	1,99	-3,15	-2,69
	ii	1,14	1,98	1,87	4,98	2,64	-3,84	-0,66	-1,19
	iii	-3,08	-1,24	-1,49	-5,47	0,75	2,38	-1,99	-0,90
	iv	-8,57	-2,44	-3,28	-5,50	1,44	-3,07	-3,88	-3,38
1999	i	-16,69	-4,20	-5,95	-16,77	-2,23	0,08	-1,97	-0,93
	ii	-14,35	-6,05	-7,13	-13,01	-0,47	-1,33	-5,58	-4,13
	iii	-6,63	-4,60	-4,90	-6,30	0,50	-0,33	-5,10	-4,01
	iv	1,07	-4,63	-3,88	-2,22	0,68	3,28	-5,31	-4,04
2000	i	9,97	-1,67	-0,08	7,43	4,17	2,54	-5,84	-5,00
	ii	11,97	-1,48	0,42	7,42	3,36	4,55	-4,84	-3,67
	iii	13,88	-0,64	1,44	13,48	2,44	0,40	-3,08	-2,97
	iv	8,80	1,26	2,32	5,15	0,95	3,65	0,30	0,46
2001	i	4,23	0,21	0,77	-2,13	-2,12	6,36	2,33	2,83
	ii	5,17	0,35	1,12	0,97	0,36	4,19	0,00	0,60
	iii	-0,62	1,76	1,37	-0,56	1,73	-0,05	0,03	0,27
	iv	2,94	1,79	1,95	4,13	1,54	-1,19	0,26	-0,18
2002	i	-0,73	1,08	0,81	8,77	5,21	-9,50	-4,13	-5,12
	ii	4,39	4,08	4,13	7,60	3,75	-3,20	0,33	-0,41
	iii	3,28	2,63	2,71	4,60	2,72	-1,32	-0,10	-0,24
	iv	1,39	2,50	2,34	4,50	3,91	-3,12	-1,41	-1,77
2003	i	7,03	3,35	3,92	4,87	2,47	2,15	0,89	0,99
	ii	0,20	2,77	2,37	3,37	3,35	-3,17	-0,59	-1,04
	iii	5,01	3,50	3,72	4,70	5,91	0,31	-2,41	-1,88
	iv	6,82	4,26	4,64	3,63	3,86	3,19	0,41	0,76
2004	i	7,03	5,59	5,86	4,78	2,76	2,25	2,84	2,73
	ii	7,89	3,62	4,24	2,79	0,66	5,11	2,96	3,12
	iii	7,39	3,81	4,36	0,66	0,17	6,73	3,65	4,12
	iv	8,19	5,72	6,11	4,49	0,31	3,71	5,41	4,89
2005	i	4,07	4,19	4,20	1,22	2,54	2,85	1,65	1,99
	ii	7,45	5,52	5,81	3,23	3,59	4,22	1,93	2,30
	iii	4,83	5,25	5,16	5,57	3,02	-0,74	2,24	1,60
	iv	1,50	3,59	3,29	-0,30	5,05	1,80	-1,47	-0,75
2006	i	5,84	4,81	4,99	1,72	4,25	4,11	0,56	1,32
	ii	4,07	5,55	5,30	-0,04	3,87	4,11	1,68	2,30
	iii	7,47	6,80	6,88	-9,23	0,12	16,70	6,68	8,51
	iv	8,67	6,71	7,04	-6,45	-1,70	15,12	8,41	9,59
2007	i	8,69	6,74	7,03	-5,46	1,40	14,15	5,34	7,03
	ii	6,60	5,53	5,70	1,80	1,35	4,80	4,19	4,33
	iii	5,26	5,68	5,60	10,82	4,90	-5,56	0,78	-0,49
	iv	7,47	6,62	6,77	9,15	6,26	-1,68	0,36	-0,16
2008	i	3,73	5,16	4,93	6,81	4,54	-3,08	0,62	0,02
	ii	3,57	5,61	5,30	-0,79	4,24	4,36	1,36	2,11
	iii	0,69	4,22	3,67	-3,77	3,51	4,46	0,71	1,53
	iv	-4,90	1,04	0,16	-3,81	1,06	-1,09	-0,02	-0,06
2009	i	-4,57	2,14	1,11	0,39	2,34	-4,96	-0,20	-0,83
	ii	-6,66	2,61	1,25	-0,43	4,70	-6,23	-2,08	-2,46
	iii	-4,25	2,26	1,29	2,10	3,83	-6,35	-1,57	-2,18
	iv	-1,67	3,87	3,08	0,95	7,76	-2,62	-3,90	-3,53
2010	i	1,07	3,81	3,41	-1,88	5,65	2,96	-1,84	-0,83
	ii	3,28	3,31	3,31	-0,27	4,38	3,55	-1,07	-0,19
	iii	0,28	3,62	3,16	1,92	6,76	-1,64	-3,14	-2,76
	iv	2,60	5,15	4,79	6,28	3,42	-3,69	1,72	0,83

Fonte: Elaboração própria a partir de DANE e DNP (2014).