

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E
CONTABILIDADE

**Avaliação do salário real da indústria de São Paulo no período de 2005 a
2019**

Rogério Carvalho de Campos
Orientador: Prof. Dr. Guilherme Grandi

São Paulo

2022

ROGÉRIO CARVALHO DE CAMPOS

AVALIAÇÃO DO SALÁRIO REAL DA INDÚSTRIA DE SÃO PAULO NO
PERÍODO DE 2005 A 2019

ASSESSMENT OF THE REAL SALARY OF THE SÃO PAULO INDUSTRY
IN THE PERIOD FROM 2005 TO 2019

Monografia para o curso de Economia da
Universidade de São Paulo (USP), como
requisito para a obtenção do grau de bacharel em
Ciência Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Guilherme Grandi

São Paulo

2022

AGRADECIMENTOS

Inicialmente, agradeço à minha mulher, Marianne, que sempre me apoiou em todos os momentos que precisei, durante os meus estudos e trabalho.

Agradeço da mesma forma ao restante da minha família, que sempre me incentivou a perseguir meus objetivos e torceu por mim em cada momento da minha vida.

A todos os amigos, especialmente João, Victor e Gabriel, que me auxiliaram de forma definitiva e também fizeram parte dessa jornada na FEA, na qual aprendemos e sofremos muito e juntos.

Ao Prof. Dr. Guilherme Grandi agradeço pela orientação durante todo o processo de construção desta monografia, sua contribuição foi fundamental para esta realização.

Por fim, agradeço à FEA e a USP que me proporcionaram a oportunidade de me aprimorar ainda mais no meio acadêmico e a expansão dos meus horizontes.

RESUMO

O trabalho avalia como o índice de salário real da indústria de São Paulo é afetado por demais índices no período de 2005 a 2019 e como os mecanismos de pressão salarial atuaram. Foram utilizados os índices de vendas reais da indústria de São Paulo, nível de emprego da indústria de São Paulo e a ocupação industrial da indústria de São Paulo para produção de modelos econométricos de Vetores Auto Regressivos (VAR), testes de causalidade Granger, análise FRI (Função Resposta-Impulso), decomposição da variância e decomposição histórica de choques. Os resultados apresentaram a existência de causalidades entre quase todas as variáveis assim como a alta inércia temporal das mesmas demonstrando que o modelo utilizado é capaz de explicar de forma satisfatória o relacionamento das variáveis entre si.

Palavras Chaves: Indústria de São Paulo, Salário Setorial, Vetores Auto Regressivos (VAR).

Classificação JEL: C32, E24, L16, N16, O14.

ABSTRACT

The work evaluates how the real wage index of the industry of São Paulo is affected by other indices in the period from 2005 to 2019 and how the wage pressure mechanisms acted. The real sales indices of the industry of São Paulo, employment level of the industry of São Paulo and the industrial occupation of the industry of São Paulo were used for the production of econometric models of Autoregressive Vectors (VAR), Granger causality tests, FRI analysis (Impulse-Response Function), variance decomposition and historical shock decomposition. The results showed the existence of causalities between almost all the variables as well as their high temporal inertia, demonstrating that the model used is able to explain the relationship of the variables.

Keywords: São Paulo Industry, Sector Wages, Auto Regressive Vectors.

JEL Classification: C32, E24, L16, N16, O14.

SUMÁRIO

CAPÍTULO 1	5
Introdução e Revisão Bibliográfica.....	5
CAPÍTULO 2	15
Dados, Avaliações Preliminares e Metodologia	15
1. Dados e Avaliações Preliminares	15
2. Metodologia	25
CAPÍTULO 3	28
Teste de Raiz Unitária, Modelo VAR e Análise Granger, Função Resposta Impulso, Decomposição da Variância e Decomposição Histórica de Choques.....	28
1. Teste de Raiz Unitária.....	28
1.1 Teste de Raiz Unitária na Variável Salário Real da Indústria de SP.....	29
1.2 Teste de Raiz Unitária na Variável Primeira Diferença do Salário Real da Indústria de SP	31
1.3 Teste de Raiz Unitária na Variável Primeira Diferença de Vendas Reais da Indústria de SP	33
1.4 Teste de Raiz Unitária na Variável Primeira Diferença de Nível de Emprego da Indústria de SP	34
1.5 Teste de Raiz Unitária na Variável Primeira Diferença do Nível de Ocupação da Indústria de SP	36
2. Modelo VAR.....	37
2.1 Modelo VAR do Salário Real da Indústria de SP sem a Ocupação Industrial	38
2.2 Modelo VAR do Salário Real da Indústria de SP com Ocupação Industrial	40
2.3 Modelo VAR do Salário Real da Indústria de SP com 13 defasagens.....	41
3. Análise de Causalidade Granger	44
4. Função Resposta-Impulso (FRI).....	46
5. Análise de Decomposição da Variância	49
6. Análise de Decomposição Histórica de Choques	53
CAPÍTULO 4	56
Conclusão	56
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	59

Índice de Figuras

FIGURA 1 - FRI DAS VARIÁVEIS SALÁRIO REAL, VENDAS REAIS E NÍVEL DE EMPREGO DA INDÚSTRIA DE SÃO PAULO.	46
FIGURA 2 - FRI DAS VARIÁVEIS SALÁRIO REAL, VENDAS REAIS, NÍVEL DE EMPREGO E OCUPAÇÃO DA INDÚSTRIA DE SÃO PAULO.	48
FIGURA 3 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DA VARIÁVEL SALÁRIO REAL DA INDÚSTRIA DE SÃO PAULO.	49
FIGURA 4 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DA VARIÁVEL VENDAS DA INDÚSTRIA DE SÃO PAULO.	50
FIGURA 5 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DA VARIÁVEL NÍVEL DE EMPREGO DA INDÚSTRIA DE SÃO PAULO.	51
FIGURA 6 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DA VARIÁVEL OCUPAÇÃO INDUSTRIAL DE SÃO PAULO.	52
FIGURA 7 - DECOMPOSIÇÃO HISTÓRICA DA VARIÁVEL SALÁRIO REAL DA INDÚSTRIA DE SÃO PAULO NO PERÍODO DE 2016 A 2019.	54

Índice de Tabelas

TABELA 1: TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA A VARIÁVEL SALÁRIO REAL DA INDÚSTRIA DE SP.	29
TABELA 2: TESTES DE RAIZ UNITÁRIA PARA A VARIÁVEL PRIMEIRA DIFERENÇA DO SALÁRIO REAL DA INDÚSTRIA DE SP.	31
TABELA 3: TESTES DE RAIZ UNITÁRIA ADICIONAIS (ADF-GLS, ADF-GLS PERRON-QU E KPSS) PARA A VARIÁVEL PRIMEIRA DIFERENÇA DO SALÁRIO REAL DA INDÚSTRIA DE SP.	32
TABELA 4 - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA PARA A VARIÁVEL PRIMEIRA DIFERENÇA DE VENDAS REAIS DA INDÚSTRIA DE SP.	33
TABELA 5- TESTES DE RAIZ UNITÁRIA ADICIONAIS (ADF-GLS, ADF-GLS PERRON-QU E KPSS) PARA A VARIÁVEL PRIMEIRA DIFERENÇA DE VENDAS REAIS DA INDÚSTRIA DE SP.	34
TABELA 6 - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA PARA A VARIÁVEL PRIMEIRA DIFERENÇA DE NÍVEL DE EMPREGO DA INDÚSTRIA DE SP	35
TABELA 7 - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA ADICIONAIS (ADF-GLS, ADF-GLS PERRON-QU E KPSS) PARA A VARIÁVEL PRIMEIRA DIFERENÇA DE NÍVEL DE EMPREGO DA INDÚSTRIA DE SP.	35
TABELA 8 - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA PARA A VARIÁVEL PRIMEIRA DIFERENÇA DO NÍVEL DE OCUPAÇÃO DA INDÚSTRIA DE SP	36
TABELA 9 - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA ADICIONAIS (ADF-GLS, ADF-GLS PERRON-QU E KPSS) PARA A VARIÁVEL PRIMEIRA DIFERENÇA DE NÍVEL DE OCUPAÇÃO DA INDÚSTRIA DE SP.	37
TABELA 10 – MODELO VAR SEM A VARIÁVEL OCUPAÇÃO INDUSTRIAL PARA A VARIÁVEL DEPENDENTE SALÁRIO DA INDÚSTRIA DE SP	39
TABELA 11 - MODELO VAR COM A VARIÁVEL OCUPAÇÃO INDUSTRIAL PARA A VARIÁVEL DEPENDENTE SALÁRIO DA INDÚSTRIA DE SP	40
TABELA 12 - MODELO VAR SEM A VARIÁVEL OCUPAÇÃO INDUSTRIAL E COM 13 DEFASAGENS PARA A VARIÁVEL DEPENDENTE SALÁRIO DA INDÚSTRIA DE SP	42
TABELA 13 - MODELO VAR COM A VARIÁVEL OCUPAÇÃO INDUSTRIAL E COM 13 DEFASAGENS PARA A VARIÁVEL DEPENDENTE SALÁRIO DA INDÚSTRIA DE SP	43
TABELA 14 - TESTE DE CAUSALIDADE GRANGER (SEM A VARIÁVEL OCUPAÇÃO INDUSTRIAL)	44
TABELA 15 - TESTE DE CAUSALIDADE GRANGER COM A VARIÁVEL OCUPAÇÃO INDUSTRIAL.	45
TABELA 16 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DAS VARIÁVEIS	52
TABELA 17 - MÉDIA DAS COMPONENTES DA DECOMPOSIÇÃO HISTÓRICA DE CHOQUES PARA O SALÁRIO REAL DA INDÚSTRIA DE SP	54

Índice de Gráficos

GRÁFICO 1 - SALÁRIO REAL DA INDÚSTRIA PAULISTA DE JANEIRO DE 2005 A OUTUBRO DE 2019.	16
GRÁFICO 2 - MÉDIA ANUAL DO SALÁRIO REAL DA INDÚSTRIA PAULISTA DE 2005 A 2019.....	17
GRÁFICO 3 - VENDAS REAIS DA INDÚSTRIA PAULISTA DE JANEIRO DE 2005 A OUTUBRO DE 2019.	18
GRÁFICO 4 - MÉDIA ANUAL DE VENDAS REAIS DA INDÚSTRIA PAULISTA DE 2005 A 2019.(FONTE: GRÁFICO ELABORADO PELO AUTOR COM DADOS DO IPEA DATA/FIESP.) ..	19
GRÁFICO 5 - NÍVEL DE EMPREGO DA INDÚSTRIA PAULISTA DE JANEIRO DE 2005 A OUTUBRO DE 2019.....	20
GRÁFICO 6 - RELAÇÃO DO VALOR ADICIONADO DA INDÚSTRIA PELO VALOR ADICIONADO TOTAL DO BRASIL.....	21
GRÁFICO 7 - ÍNDICE DE PESSOAL EMPREGADO NA INDÚSTRIA BRASILEIRA E NÍVEL DE EMPREGO DA INDÚSTRIA DE SP. (FONTE: GRÁFICO ELABORADO PELO AUTOR COM DADOS DO IPEA DATA/CNI.)	22
GRÁFICO 8 - UTILIZAÇÃO DA CAPACIDADE PRODUTIVA DA INDÚSTRIA PAULISTA DE 2005 A 2019.....	23
GRÁFICO 9 - MÉDIA ANUAL DA UTILIZAÇÃO DA CAPACIDADE PRODUTIVA DA INDÚSTRIA PAULISTA DE 2005 A 2019.....	24

Índice de Anexos

ANEXO A - ALGORITMO DE ENDERS PARA TESTE DE RAIZ UNITÁRIA	62
ANEXO B - DISTRIBUIÇÃO DE τ E ϕ DE DICKEY-FULLER.....	63

Índice de Apêndices

APÊNDICE A - RESULTADOS DO APLICATIVO GRETTL PARA O TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DA VARIÁVEL SALÁRIO REAL DA INDÚSTRIA DE SP	65
APÊNDICE B - RESULTADOS DO APLICATIVO GRETTL PARA O TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DA VARIÁVEL PRIMEIRA DIFERENÇA DO SALÁRIO REAL DA INDÚSTRIA DE SP	73
APÊNDICE C - RESULTADOS DO APLICATIVO GRETTL PARA O TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DA VARIÁVEL PRIMEIRA DIFERENÇA DE VENDAS REAIS DA INDÚSTRIA DE SP.....	85
APÊNDICE D - RESULTADOS DO APLICATIVO GRETTL PARA O TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DA VARIÁVEL PRIMEIRA DIFERENÇA DE NÍVEL DE EMPREGO DA INDÚSTRIA DE SP	89
APÊNDICE E - RESULTADOS DO APLICATIVO GRETTL PARA O TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DA VARIÁVEL PRIMEIRA DIFERENÇA DE NÍVEL DE OCUPAÇÃO DA INDÚSTRIA DE SP.....	94
APÊNDICE F - RESULTADOS DO APLICATIVO GRETTL PARA O MODELO VAR SEM A VARIÁVEL OCUPAÇÃO INDUSTRIAL (2 DEFASAGENS).....	99
APÊNDICE G - RESULTADOS DO APLICATIVO GRETTL PARA O MODELO VAR COM A VARIÁVEL OCUPAÇÃO INDUSTRIAL (2 DEFASAGENS).....	104
APÊNDICE H - RESULTADOS DO APLICATIVO GRETTL PARA O MODELO VAR SEM A VARIÁVEL OCUPAÇÃO INDUSTRIAL E COM 13 DEFASAGENS.....	109
APÊNDICE I - RESULTADOS DO APLICATIVO GRETTL PARA O MODELO VAR COM A VARIÁVEL OCUPAÇÃO INDUSTRIAL E COM 13 DEFASAGENS.....	116
APÊNDICE J - DECOMPOSIÇÃO HISTÓRICA DO MODELO	123

CAPÍTULO 1

Introdução e Revisão Bibliográfica

A indústria pode ser considerada um dos setores mais importantes que antecedem o desenvolvimento de países com alta renda per capita. À exceção de pequenos países que podem possuir IDH muito alto e depender de outros setores, tais como turismo, bancário ou importações, isso não ocorre com a maioria dos países. A industrialização, apesar de não ser condição suficiente, é condição necessária para o desenvolvimento de um país.

A industrialização do Brasil teve início ainda no século XIX, mas foi a partir de 1930 que houve um aumento relativo da indústria no país, com um projeto nacional durante o governo de Getúlio Vargas e culminou com a construção da Companhia Siderúrgica Nacional (CSN), porém, mais importante do que materialização da siderúrgica foi o fortalecimento da mentalidade industrial, que colocaria a industrialização como setor fundamental para o desenvolvimento do país nas décadas pós-Guerra (BIELSCHOWSKY, 2000 apud GRANDI e SAES, 2021). O modelo adotado foi a Industrialização por Substituição de Importações (ISI), no qual o governo deliberadamente promovia projetos de infraestrutura, com destaque para energia e transporte, com financiamento do antigo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico (BNDE) e via políticas de incentivos para atrair indústrias estrangeiras (GRANDI e SAES, 2021).

Mas assim como outros países da América Latina, a industrialização se intensificou no período de 1950 a 1980 devido à ISI, porém, as multinacionais em geral tinham o objetivo de evitar políticas protecionistas destes países, em contraste com a Ásia onde o objetivo era a produção com menores custos de mão de obra (GRANDI e SAES, 2021). De uma maneira geral, os países desenvolvidos começaram a ter uma redução relativa da indústria nos anos 70 e, no Brasil essa queda iniciou-se em meados dos anos 80. Esse processo de desindustrialização

relativa é tido como um movimento natural predecessor do desenvolvimento econômico, porém, é um fenômeno negativo quando ocorre em países que não atingiram níveis elevados de desenvolvimento (PEREIRA e CÁRIO, 2017).

Ao longo da década de 1990 houve considerável aumento da produtividade da indústria de transformação devido a diversos fatores, com destaque para abertura comercial, privatizações e estabilidade da moeda. Observou-se aumento real do salário apenas na primeira metade desta década em razão da valorização cambial, redução dos preços dos bens, das tarifas de importações, dentre outros fatores, porém, constata-se uma redução paulatina dos salários na segunda metade desta década (NETTO e CURADO, 2006).

Os autores Arbache e De Nigris (2004) realizaram um estudo sobre os diferenciais de salário industrial no Brasil, com vistas a investigar os prêmios salariais e examinar os determinantes dos mesmos na indústria. O artigo apresenta grandes variações salariais entre os diversos setores da indústria (alto desvio padrão) similar ao que ocorre em outros países, compatível com princípios de economia de mercado. Ao realizar os modelos propostos e aplicar controladores, as conclusões são de que maior especialização, como ocorre usualmente em firmas exportadoras e de alta tecnologia, gera salários maiores do que a média. Apesar de capturar um período anterior ao pretendido nesta monografia, o trabalho apresenta um panorama da relação entre os diversos segmentos industriais e os salários dos mesmos, além de utilizar como variável dependente o salário industrial.

Em 1999, o Brasil adota o Regime de Metas de Inflação, no qual pressupõe-se que uma aceleração da inflação deve ser contida com elevação da taxa básica de juros, de tal forma a reduzir a demanda via indireta. Porém, a inflação pode não ser fruto direto de demanda, mas sim de pressões advindas de aumento de custos, tais como insumos, custos intermediários, *markup*, câmbio e salários, em especial este último que pode gerar um conflito distributivo entre capitalistas e trabalhadores que, por sua vez, causa processo inflacionário (SILVA, FEIJO e

MODENESI, 2018). Por outro lado, o aumento dos juros também causa aumento do custo de capital (um dos fatores de produção), de forma a inibir investimentos produtivos que, por sua vez, reduzem (ou não aumentam) a oferta de produtos, ou seja, a solução de redução do problema inflacionário por via indireta também pode atuar como via de aumento do mesmo.

O estudo econométrico de Silva, Feijó e Modenesi (2018) mostrou que o fator preponderante causador de inflação na indústria no período analisado, de 1999 a 2014, foram custos intermediários, muitos destes permeados de insumos importados, sendo significativo em todos os modelos feitos pelos autores, ao passo que salários não se apresentaram significativos como era esperado pelo fato de ser um custo importante das empresas e por ter crescido no período analisado.

No período de 2004 a 2014, o Brasil observou uma fase de bonança externa, teve boas taxas de crescimento do PIB, IPCA controlado (dentro da meta estipulada pelo Banco Central), aumento de reservas internacionais e, portanto, redução da relação dívida pública/PIB, redução do nível de desemprego, aumento real de salários mínimos e queda dos indicadores de desigualdade. Tais resultados são normalmente atribuídos ao *boom* de commodities entre 2003 e 2006 (FILGUEIRAS, 2012 apud RIBEIRO e SERENO, 2019). Neste contexto, surgiram duas correntes que tentam explicar esse desenvolvimento, uma delas, a novo-desenvolvimentista, argumenta que uma economia voltada para o mercado externo (*export-led*) que pressupõe uma taxa de câmbio competitiva (real desvalorizado de forma a promover exportações) seria o fator determinante para a continuidade dos índices positivos alcançados até então (BRESSER-PEREIRA, 2010 apud RIBEIRO e SERENO, 2019). Por outro lado, a segunda corrente, denominada social-desenvolvimentista, argumenta que políticas voltadas para o mercado interno (*wage-led*) seriam mais importantes para impulsionar a economia, com aumentos reais de salário e políticas de distribuição de renda, conduzindo a um aumento da demanda interna. Oreiro (2012), argumenta que a corrente social-desenvolvimentista não se sustenta a longo

prazo, porque gera um ciclo de não crescimento: o constante aumento relativo dos salários criaria reduções nas taxas de lucro, perdas de competitividade externa, redução de exportações, déficit na balança de pagamentos e desindustrialização (apud RIBEIRO e SERENO, 2019). Por outro lado, Bielschowsky (2012) defende o social-desenvolvimentismo ao argumentar que o consumo de massa permite maior rendimentos de escala às empresas e investimentos na infraestrutura e no progresso técnico tornariam esse modelo sustentável (apud RIBEIRO e SERENO, 2019). Enfim, ambas as correntes dispõem de argumentos favoráveis às suas teses, e não há um consenso sobre qual seria a melhor opção para o país.

Fonseca, Arend e Guerrero (2021) realizam uma análise política e econômica muito aprofundada do período de 2002 a 2016 (governos petista de Lula e Dilma Rousseff). Os autores avaliam que a política macroeconômica do primeiro governo Lula manteve o chamado tripé econômico de viés conservador que mantinha altas taxas de juros, câmbio valorizado e superávit primário, dando continuidade à hegemonia do capital financeiro, de forma resumida: bancos, investidores, empresários e alta classe média. Esse conjunto de medidas não visava reduzir (ao menos diretamente) a desindustrialização em curso desde os anos 90, e não pode ser, portanto, classificado como desenvolvimentista. Demais setores da sociedade foram contemplados com políticas compensatórias, com políticas que visavam reverter a desigualdade social, principalmente via redistribuição de renda e aumento real do salário mínimo, e foram muito efetivas, com redução da taxa de pobreza em cerca de 20 pontos, da taxa de extrema pobreza em cerca de 10 pontos e redução do coeficiente de Gini de aproximadamente 0,59 para 0,52 no período de 2002 a 2014. Porém, a crise internacional de 2008-2009 tornou difícil a manutenção do tripé econômico, assim como a redução dos preços das *commodities*, desaceleração do crescimento mundial e aumento paulatino dos gastos públicos, a aplicação das políticas compensatórias tornava-se de difícil aplicação. Nesse contexto, após o citado período de maior bonança (até 2008), o governo Dilma se viu impelido à implementação de políticas

expansionistas com o intuito de tentar manter as políticas sociais, com a aplicação da “nova matriz econômica” em agosto de 2011, com baixas taxas de juros, apreciação cambial e flexibilização do regime de metas de inflação. Apesar da consciência e intenção do governo Dilma da utilização de políticas de desenvolvimento industrial como meio de crescimento, as aplicações de fato das políticas (via Plano Brasil Maior, Programa de Aceleração de Crescimento, e outros) foram limitadas e, de acordo com Bresser-Pereira, Nassif e Feijó (2016), elas precisariam estar em sincronia com políticas monetária, fiscal, cambial e salarial para permitir crescimento econômico sustentável (apud FONSECA, AREND e GUERRERO, 2021). Mesmo com o estímulo de expansão de crédito via BNDES para financiamento de setores específicos (industriais em especial) a economia brasileira apresentava sinais de redução de crescimento e a conjuntura internacional permanecia não favorável ao Brasil devido à redução contínua do valor das *commodities*, com quedas ainda mais acentuadas a partir de 2014, em conjunto com a redução de investimentos externos. A “nova matriz econômica” se demonstrou incapaz de conter a crise, tanto no sentido de promoção desenvolvimentista quanto no sentido de redução da inflação via austeridade, adicionalmente retirou a hegemonia do capital financeiro ao interferir na política macroeconômica vigente até então e a retirada da autonomia do Banco Central. O governo Dilma retornou à política de austeridade fiscal em seu segundo mandato com o retorno ao tripé econômico, porém, resultando em mais acirramento entre empresários e trabalhadores. A austeridade fiscal teve continuidade no governo seguinte, de Michel Temer, juntamente com as promessas de reformas de cunho fiscal e liberal, como o teto de gastos (limitante de qualquer política expansionista por parte do governo), trabalhista entre outras medidas (FONSECA, AREND e GUERRERO, 2021).

Um outro aspecto geral a ser analisado é a desindustrialização, cujo conceito é bem explicado por Tregenna (2009). Trata-se da redução relativa do emprego na indústria (em relação ao total de empregos) juntamente com a redução relativa do produto industrial (em

relação ao PIB). A conceituação anterior, definida por Rowthorn e Ramaswany (1999) levava apenas a redução do emprego em um país ou região em consideração, o que poderia levar a supor uma desindustrialização em países que estivessem substituindo mão de obra por capital (apud OREIRO e FEIJÓ, 2010). Mesmo essa nova conceituação ainda é passível de discussão, o processo de desindustrialização pode ocorrer mesmo com aumento industrial, desde que outros setores cresçam mais do que a indústria, de maneira simplificada, quando a indústria perde importância. Oreiro e Feijó (2010) avaliaram diversos trabalhos que confirmam a desindustrialização brasileira ao longo dos anos 80 e 90, porém, não há evidências contundentes de que tenha tido continuidade nos anos 2000. Os autores discorrem acerca de um problema que se mostrou aparente no Brasil, especialmente na segunda metade dos anos 2000, que ele chama de “doença holandesa”, a valorização dos preços dos *commodities* gera apreciação cambial em grandes países exportadores destes itens, o que dificulta a industrialização de itens de maior valor agregado porque encarece o custo de capital e de mão de obra mais qualificada.

Há duas hipóteses que tentam explicar a desindustrialização brasileira no período mais recente, pós década de 90, a primeira é defendida por Bresser-Pereira e Marconi (2008) juntamente com Oreiro e Feijó (2010) que atribui a redução relativa da indústria à apreciação cambial, o que torna a indústria brasileira menos competitiva no cenário internacional e induz a substituição de produtos nacionais por importados. A segunda hipótese é defendida por Bonelli e Pessoa (2010) que consideram natural a desindustrialização de maneira similar à que ocorre em países desenvolvidos onde ocorre o aumento relativo do setor de serviços (apud SOARES, MUTTER E OREIRO, 2011).

Felipe e Mehta (2016) apresentam um panorama global acerca da indústria, onde concluem que o emprego total da indústria permanece quase constante desde 1970 até 2010 em aproximadamente 14%, oscilando dentro de uma pequena margem de 1%. As maiores reduções relativas de emprego ocorreram principalmente na Europa, Ásia Central e América do Norte

em contraposição aos aumentos da China e Sul da Ásia. Com relação ao valor adicionado a situação é semelhante, com valores oscilando entre 16 e 17% do total global ao longo do mesmo período, sendo notável apenas a redução da participação da Europa e Ásia Central e o aumento significativo da China no mesmo período. Esse conjunto de informações permite aos autores concluir que a produtividade dos trabalhadores da indústria não foi maior do que o aumento da produtividade agregada. A pesquisa também argumenta que o aumento de produtividade industrial maior do que a média ocorre em níveis nacionais, porém, tal aumento não transparece em nível agregado (global) pelo fato de ocorrer constante transferência de trabalho industrial das economias de alta produtividade para as de baixa produtividade.

Os efeitos da desindustrialização precoce são usualmente mais perversos do que a redução equivalente em outros setores, isto ocorre porque, em geral, a indústria possui longas cadeias de produção, cujos produtos ou fatores de produção são dependentes das demais indústrias do entorno (fornecedores intermediários), de tal forma que eventuais efeitos locais podem afetar todo um conjunto de indústrias direta ou indiretamente. Outro fator a ser considerado é a alta dependência de economias de escala (sua produtividade aumenta com o aumento da produção industrial) da indústria para se tornar competitiva. Um outro aspecto que torna a indústria relativamente mais importante que outros setores é que grande parte dos progressos tecnológicos ocorre nela, gerando a difusão dos mesmos para os outros setores e, por fim, aumentando o valor agregado de seus produtos (OREIRO e FEIJÓ, 2010).

Fligenspan (2019) realiza estudos mais detalhados, focando e comentando os diversos setores da indústria e conclui que houve de fato um aumento relativo da indústria extrativa (que remete à ideia de reprimarização) da indústria brasileira no período de 2007 a 2014, principalmente pelo aumento da demanda mundial por esses produtos (com destaque para petróleo e minérios), assim como pelo aumento do preço dessas *commodities* no período, a despeito da crise de 2008-2009.

Sob outro ponto de vista, Gallinari et al. (2017) estuda os possíveis efeitos positivos, tanto para firmas quanto para trabalhadores, das economias de aglomeração por duas vias: aumento de produtividade e salários. Apesar das diversas vantagens relacionadas principalmente aos transbordamentos (*spillovers*) de conhecimento e informação, combinados com a atração de empresas correlatas com o objetivo de reduzir custos de transporte e melhor organização da cadeia produtiva em economias de aglomeração, há também os efeitos nocivos como aumento do preço da terra, redução do bem-estar local, aumento de poluição, entre outros. Portanto, os salários acabam sendo afetados positivamente pelo aumento de produtividade e pela compensação dos efeitos da redução do bem-estar. O autor encontrou fortes evidências, no período de 1991 a 2000, de que economias de escala em conjunto com alto nível de educação (ou capital humano) acarretam aumentos de salários, porém, com baixa evidência de que apenas economias de escala possam causar o mesmo efeito. O autor também chama a atenção para a migração de empresas para cidades com baixos níveis educacionais criando pequenos polos com baixos salários.

Um outro fator importante que afeta os salários é a rotatividade da mão de obra. Orellano, Mattos e Pazello (2009) em estudo a respeito da indústria paulista (apenas região metropolitana) no período da década de 90, trabalham com a hipótese principal de que as firmas substituem parte de sua mão de obra quando há aumentos de salários reais com o objetivo de reduzir custos. A pesquisa encontrou um efeito de que o aumento real de salário aumenta as demissões involuntárias (ou voluntárias por parte do empregado), ao passo que em períodos com maior taxa de desemprego a rotatividade é reduzida drasticamente.

Domingues et al. (2016) comentam que durante a segunda metade dos anos 2000, mais precisamente de 2005 a 2011, o Brasil observou uma conjuntura econômica favorável, mesmo com a crise global de 2008-2009, de forma a haver temores e até mesmo um sensacionalismo midiático de um “apagão de mão-de-obra” técnica no Brasil. Os autores concluem que a

escassez de mão-de-obra especializada realmente traz impactos negativos importantes, em especial o impacto nos investimentos de alguns setores específicos como o de bens de capital, extração mineral e insumos intermediários e, comparativamente, os efeitos de escassez de técnicos são mais negativos do que o de engenheiros, devido à maior participação dos primeiros na força de trabalho.

Ribeiro (2018) estuda as expectativas empresariais da indústria de transformação brasileira e sua relação com o investimento e emprego no setor, confirmando a significância positiva daquele índice sobre os outros dois. Esta dissertação de mestrado, além de estudar séries temporais relacionadas à indústria brasileira, também utiliza ferramentas e metodologia iguais ou similares às que são utilizadas nesta monografia, as quais serão detalhadas a seguir.

Enfim, existe uma vasta literatura sobre a industrialização e desindustrialização do Brasil, em geral sobre as décadas passadas, o que é previsível, tendo em vista que os pesquisadores precisam de um certo distanciamento do que ocorre para realizarem análises mais acuradas para o período e verificarem de forma mais consistente as tendências do período, algo impossível de ser feito em períodos muito curtos ou recentes. Neste contexto, não há estudo ou avaliações específicas sobre o salário real da indústria no estado de São Paulo e variáveis correlatas, sobretudo no período compreendido nesta pesquisa, de 2005 a 2019.

Nesse sentido, o presente trabalho busca avaliar como o índice de salário real da indústria de São Paulo é afetado por outros índices no período de 2005 a 2019 e como os mecanismos de pressão salarial atuaram. Utilizou-se os índices de vendas reais da indústria de São Paulo, nível de emprego da indústria de São Paulo e a ocupação industrial da indústria de São Paulo para produção de modelos econométricos de Vetores Auto Regressivos (VAR), testes de causalidade Granger, análise FRI (Função Resposta-Impulso), decomposição da variância e decomposição histórica de choques. Os resultados gerados sugerem a existência de causalidades entre quase todas as variáveis, assim como a alta inércia temporal das mesmas,

demonstrando que o modelo utilizado é capaz de explicar de forma satisfatória o relacionamento das variáveis entre si.

CAPÍTULO 2

Dados, Avaliações Preliminares e Metodologia

1. Dados e Avaliações Preliminares

Todas as séries temporais que serão previamente analisadas e utilizadas nos modelos do Capítulo 3 desta monografia foram obtidas no sítio virtual do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) que, por sua vez, obteve tais dados da Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (FIESP). O IPEA fornece dados mensais dos índices, tendo como referência a média de 2006=100. Por estarem no formato de índices, não há necessidade adicional de transformação ou deflacionamento.

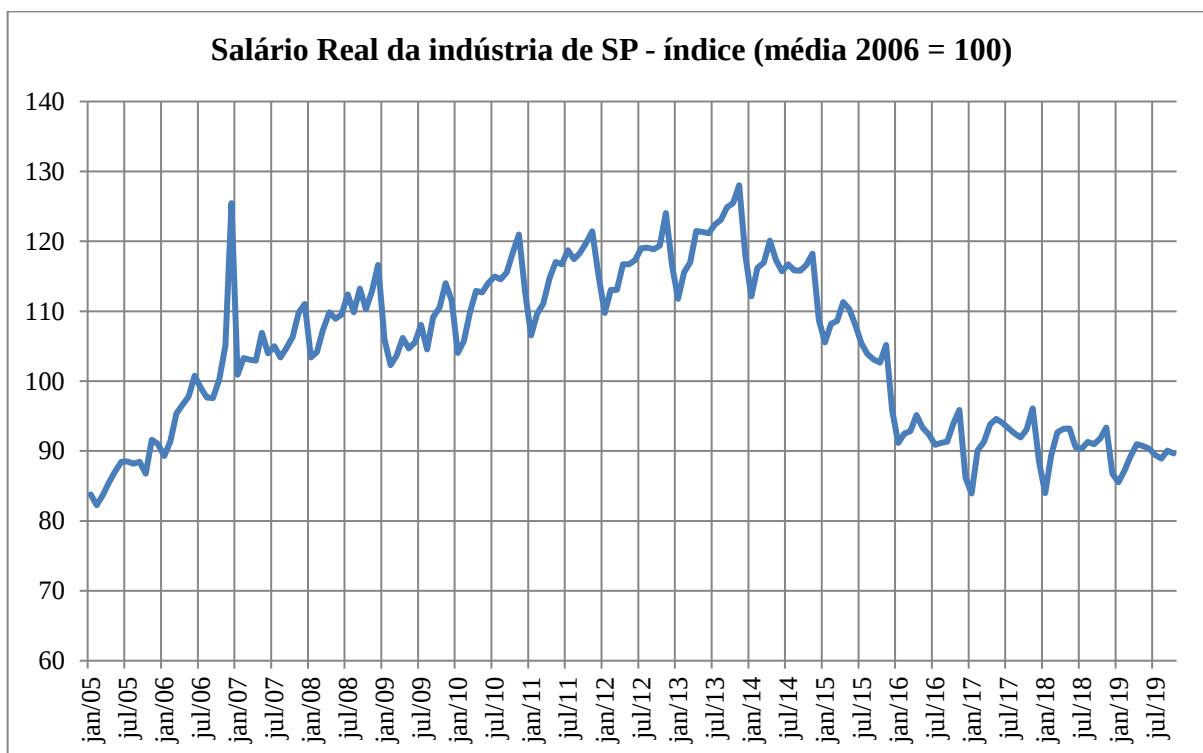
Os índices que serão analisados serão: salário médio real, vendas reais, nível de emprego e utilização da capacidade instalada (ou ocupação industrial), todos os quatro provenientes de pesquisa realizada pela FIESP junto a 450 empresas industriais do Estado de São Paulo, no período de 2005 a 2019.

O primeiro dado a ser analisado é apresentado no Gráfico 1, o salário real da indústria de São Paulo, que apresenta uma tendência de alta até o fim de 2013. São diversas as razões que podem ter determinado tal aumento, uma delas é a constante queda de desemprego desde 2003, quando este índice estava na ordem de 12 a 13% até atingir o mínimo de aproximadamente 5% em 2014, ano em que se inicia o declínio salarial.

Juntamente com a redução do desemprego, podemos considerar a política do governo petista (Governo Lula e 1º governo Dilma) de aumento contínuo e real de salário mínimo também teve efeitos positivos para manutenção de aumentos salariais reais também na indústria, uma vez que, em muitos casos, o salário mínimo serve como parâmetro e a percepção de tais aumentos permite aos trabalhadores e sindicatos exercerem pressão para aumentos salariais. Tal política visava o modelo de crescimento liderado pelo consumo interno, política

considerada de difícil sustentação com o passar do tempo por parte dos economistas, pelo fato de reduzir a taxa de lucros e gerar um conflito distributivo, reduzindo assim a expectativa dos empresários (comprimindo o investimento). Além disso, promove uma apreciação do câmbio, transferindo atividades para o exterior. De acordo com economistas, tal política só foi eficaz durante o período conhecido como “*boom*” das commodities (em especial, aumento de vendas à China), aproximadamente de 2000 a 2014 (RIBEIRO e SERENO, 2019). Fonseca, Arend e Guerrero (2021) argumentam que os aumentos salariais só foram possíveis devido a uma defasagem entre estes e a produtividade que vinha se arrastando desde a década de 1970.

Gráfico 1 - Salário real da indústria paulista de janeiro de 2005 a outubro de 2019.

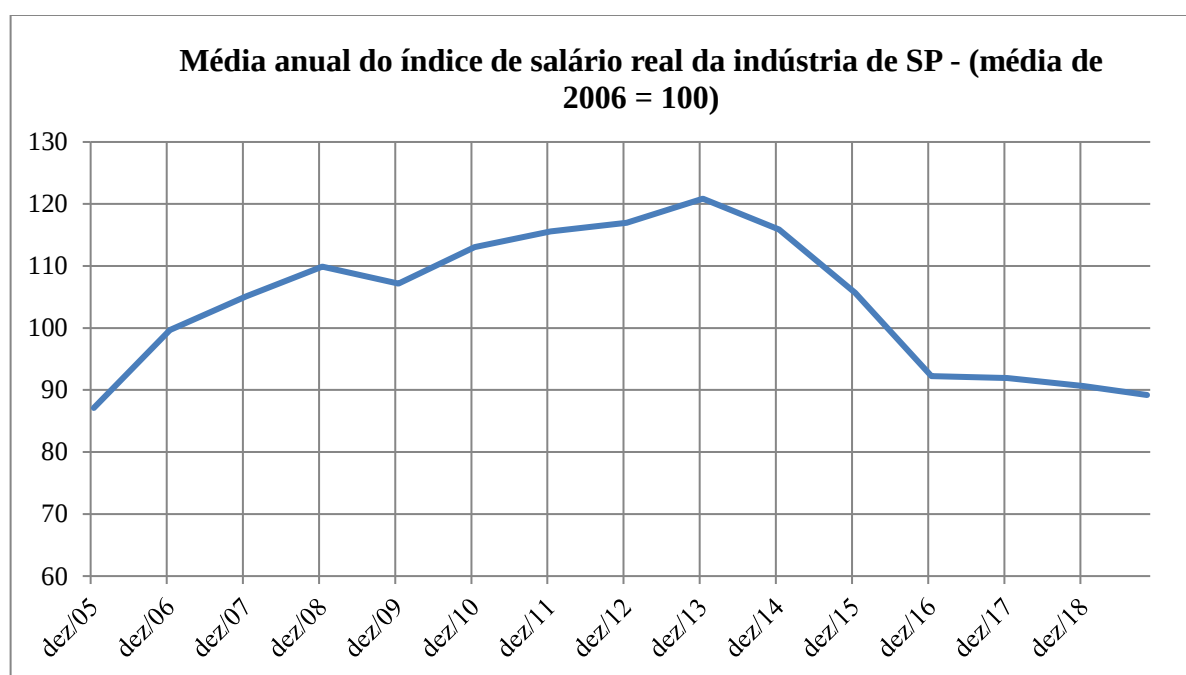


(Fonte: gráfico elaborado pelo autor com dados do IPEA Data/FIESP)

É visível no Gráfico 1 a sazonalidade, com queda acentuada nos primeiros meses do ano e subida constante até novembro. Uma possível explicação para esse fato pode ser a queda de horas trabalhadas (menos dias úteis) e a renovação de mão de obra que ocorre principalmente nos meses de dezembro e janeiro.

Outro evento relevante do período foi a crise de 2008-2009, causou demissões em massa em diversas partes do mundo que chegou a reduzir a média salarial da indústria de SP em 2009, mas que não chegou a impedir o crescimento subsequente até 2013. De acordo com Gentil e Hermann (2017), a economia brasileira vinha sendo sustentada por políticas macroeconômicas de aumento de salários mínimo, expansão de crédito público, recuperação de investimento público e transferência de renda e, após 2009, consideráveis desonerações fiscais. Porém, a partir de 2011, com a piora do cenário externo resultante da crise internacional de 2008, ajudam a reduzir o crescimento brasileiro, gerando desaceleração de investimentos privados e redução do consumo das famílias.

Gráfico 2 - Média anual do salário real da indústria paulista de 2005 a 2019.



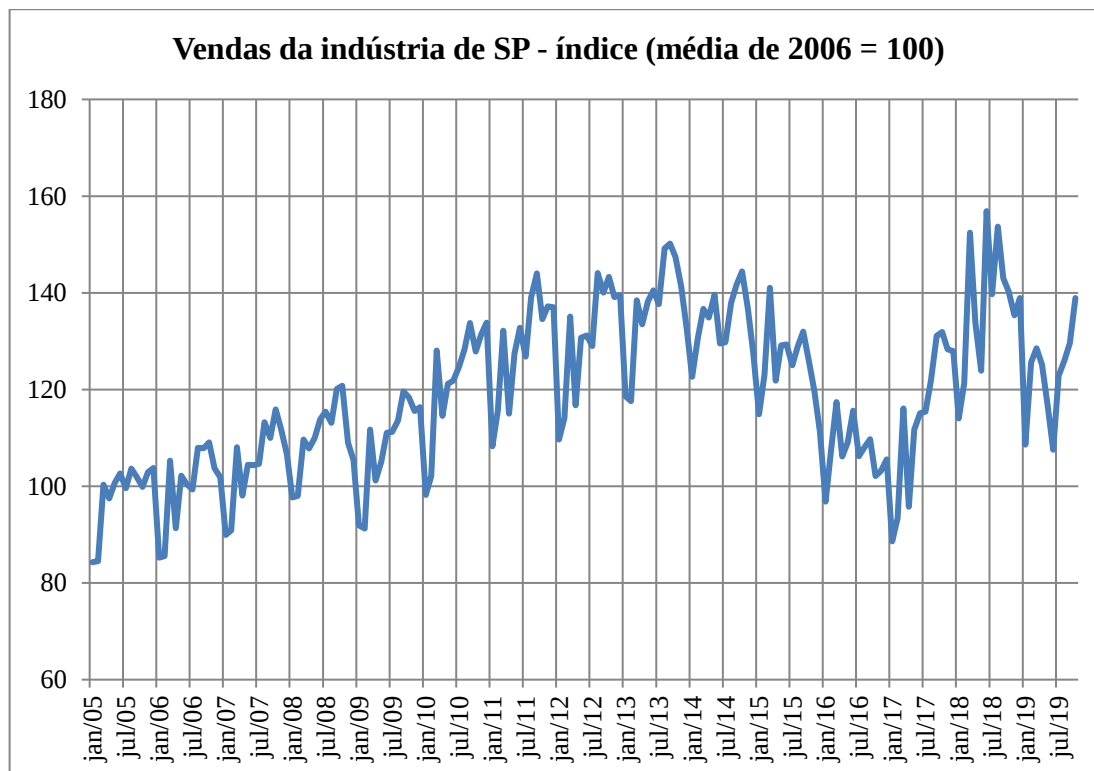
(Fonte: gráfico elaborado pelo autor com dados do IPEA Data/FIESP)

O Gráfico 2, sem a sazonalidade, fornece uma melhor visualização da tendência salarial. É nítido a queda de 2014 a 2016, e posterior período de estabilidade. Aqui aparenta haver uma certa antecipação da queda salarial em contrapartida ao PIB, que em 2014 foi levemente

positivo (+0,5% a.a.), mas se analisarmos trimestralmente, o PIB já vinha se reduzindo desde o segundo trimestre de 2014.

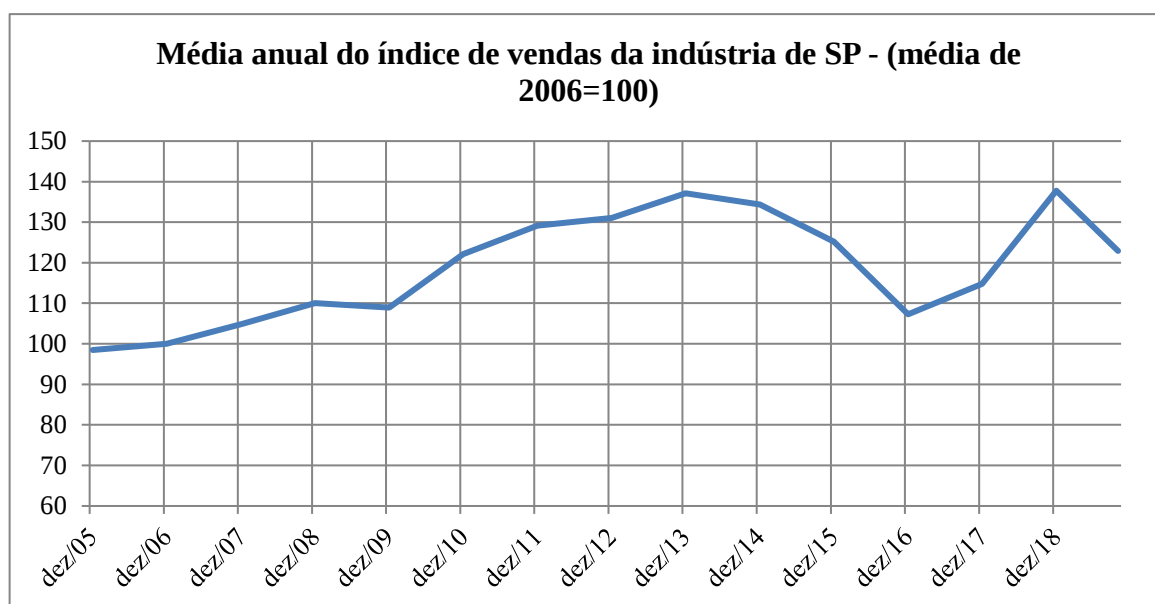
De maneira análoga ao salário real, percebe-se a sazonalidade anual das vendas industriais, inclusive com período similar de queda, ou seja, de dezembro a fevereiro (Gráfico 3), o que permite supor que a redução salarial nesse período pode ser resultado de aumento de rotatividade (voluntárias e involuntárias) dos trabalhadores e redução de horas de trabalho via férias, licenças de fim de ano, redução de horas extras, refletindo na redução de vendas no mesmo período. Ao contrário do que ocorre com as vendas no varejo, que possuem comportamento mais errático e com picos de vendas devido a datas comemorativas tais como natal e dia das mães por exemplo, as vendas industriais são mais pautadas por vendas constantes, muitas vezes baseadas em contratos de fornecimento.

Gráfico 3 - Vendas reais da indústria paulista de janeiro de 2005 a outubro de 2019.



(Fonte: gráfico elaborado pelo autor com dados do IPEA Data/FIESP.)

Gráfico 4 - Média anual de vendas reais da indústria paulista de 2005 a 2019.



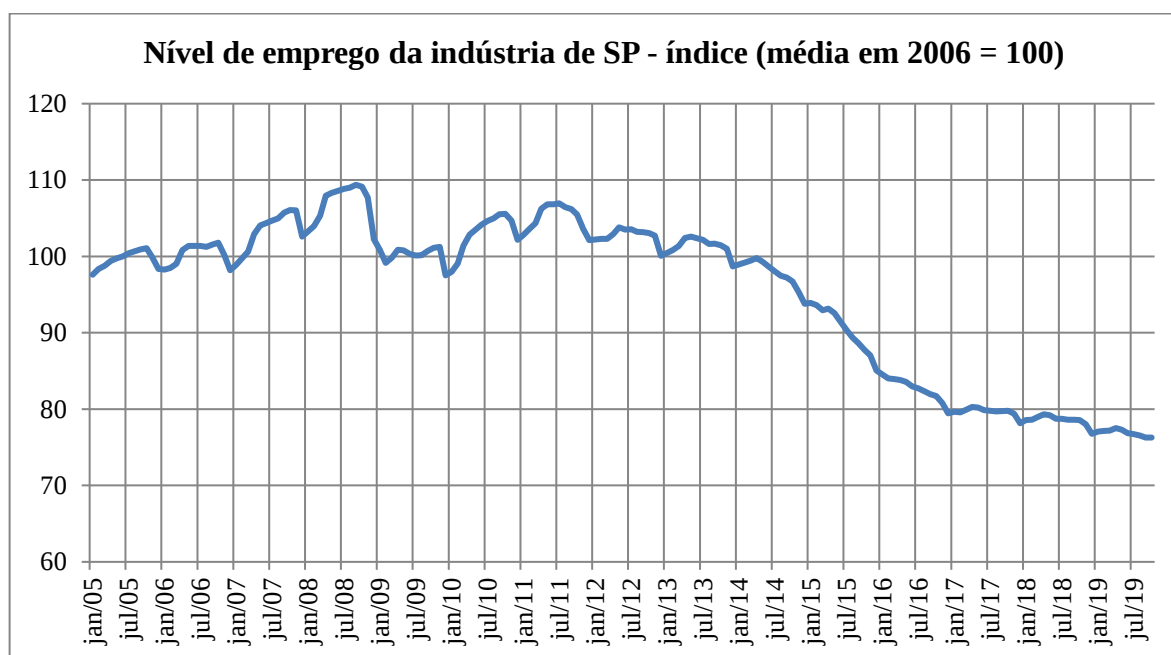
(Fonte: gráfico elaborado pelo autor com dados do IPEA Data/FIESP.)

A média anual de vendas reais da indústria paulista (Gráfico 4) apresenta de maneira simples a tendência do setor, bastante similar à variável salário até 2016, porém com uma boa recuperação em 2017 e 2018. Pode-se especular que a redução de direitos trabalhistas do governo Michel Temer pode ter contribuído para essa alta, além disso, a manutenção de baixos níveis salariais provavelmente pode ter aumentado o *markup* do setor.

O nível de emprego da indústria paulista segue uma tendência muito similar ao do salário real (Gráfico 5). Ainda ocorre a sazonalidade, mas em menor grau, tendo em vista que há uma inércia maior para esse índice, ou seja, os empresários não demitem facilmente funcionários em momentos de menor necessidade, trata-se de um setor que requer pessoal qualificado e de difícil reposição, além de haver proteções trabalhistas. Cabe comentar que a palavra inercial será muito utilizada nesta monografia para se referir a uma resiliência (ou baixa volatilidade) das variáveis utilizadas, fazendo um paralelo com a inércia inflacionária definida por Simonsen (1970) possuidora de uma componente autônoma e outra dependente de choques de fatores exógenos, podemos fazer uma comparação do componente autônomo do nível de

emprego de uma determinada indústria como uma quantidade mínima de trabalhadores para que a mesma opere continuamente e com escala necessária para se manter lucrativa, de tal forma que a maioria das firmas industriais não pode, por exemplo, demitir metade do seu pessoal se as vendas caem à metade e, analogamente, não conseguem contratar o dobro de trabalhadores se a demanda por seus produtos dobra em curtos espaços de tempo (apud GRANDI, 2021).

Gráfico 5 - Nível de emprego da indústria paulista de janeiro de 2005 a outubro de 2019.



(Fonte: gráfico elaborado pelo autor com dados do IPEA Data/FIESP.)

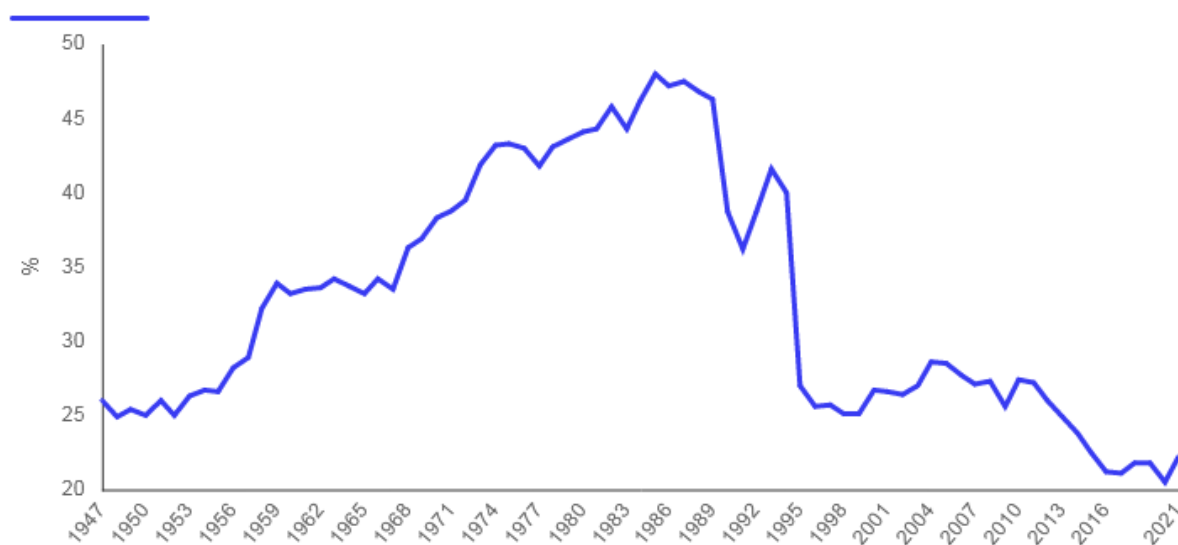
Para o período objeto deste estudo, de 2005 a 2019, verifica-se uma estabilidade do nível de emprego de 2005 até 2011, seguida de leve queda entre 2011 até 2014 e com declínio mais acentuado de 2014 a 2016. Em conjunto com as informações do Gráfico 6 e 7, podemos verificar que o Brasil passou por um segundo período de leve desindustrialização após 2010 de acordo com os fundamentos de Tregenna (2009), ou seja, redução percentual do produto industrial, que estava em patamares de 27 a 29% de 2000 a 2011 até queda para cerca de 22% em 2019, juntamente com a redução de emprego, observável tanto na indústria paulista quanto na Brasileira (apud OREIRO e FEIJÓ, 2010). Porém, a desindustrialização do Brasil ocorreu ao longo da década de 90 e de forma mais profunda do que nos países desenvolvidos, de acordo

com Rowthorn e Ramaswamy (1999) a desindustrialização de 18 países desenvolvidos teve início (não uniformemente) a partir de 1970, resultando em queda de 10 pontos percentuais do emprego industrial em relação ao emprego total (apud SOARES, MUTTER E OREIRO, 2011), em contraste com a brasileira cujos índices disponíveis apontam redução relativa da ordem de 45% em 1989 para patamares de 25% em 1999, com queda também profunda do nível de pessoal empregado, de aproximadamente 129 em 1991 para 89 em 1999 no índice brasileiro, resultante principalmente das políticas macroeconômicas de apreciação cambial de acordo com Oreiro e Feijó (2010).

Gráfico 6 - Relação do valor adicionado da Indústria pelo valor adicionado total do Brasil.

PARTICIPAÇÃO DA INDÚSTRIA NO PIB

(%)

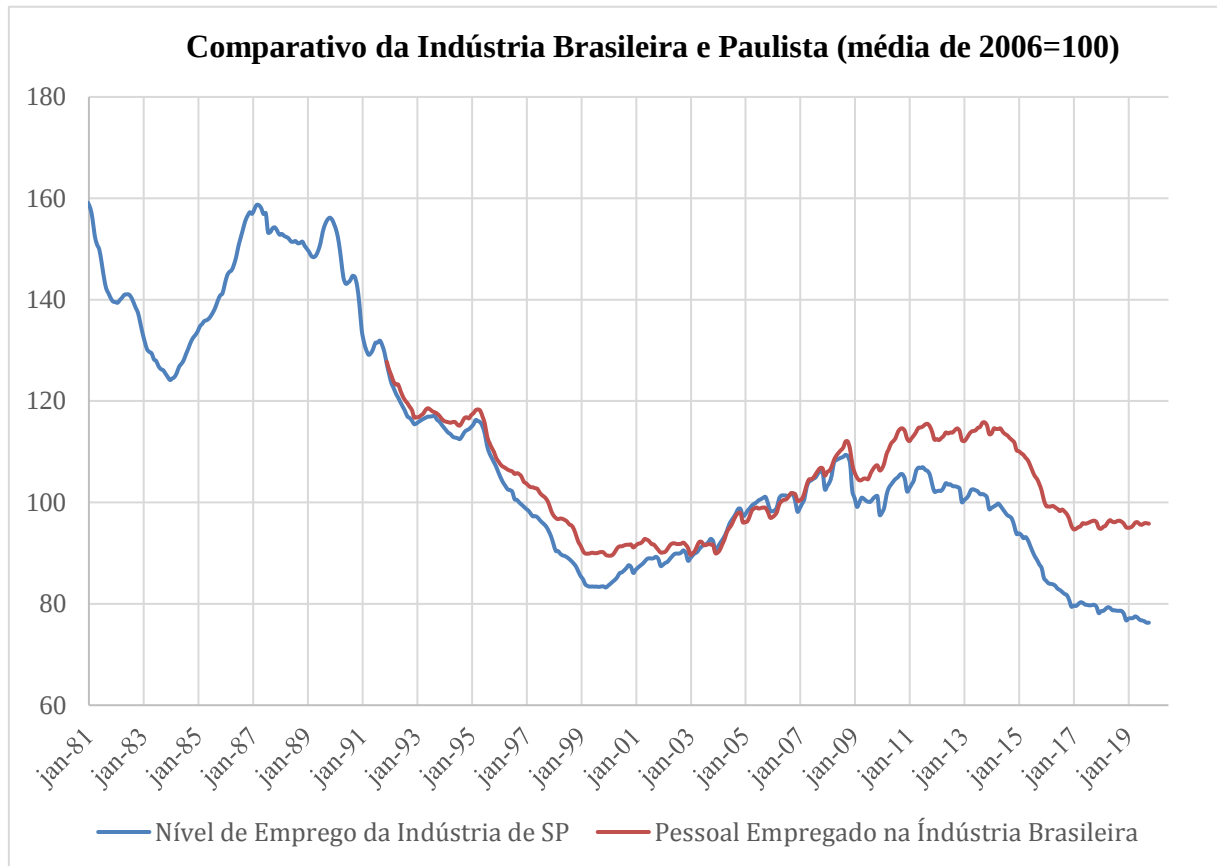


(Fonte: CNI com dados das Estatísticas Econômicas do Século XX, do Sistema de Contas Nacionais e das Contas Nacionais Trimestrais-IBGE.)

Para efeito de comparação, o Gráfico 7 apresenta índice muito similar do cenário nacional no período de 1992 a 2019. O índice abrange 12 estados responsáveis por 93,9% do PIB industrial do Brasil (dados da Confederação Nacional da Indústria – CNI) e apresenta alta correlação com o índice paulista, o que corrobora, de forma limitada, que o que ocorre no estado

de São Paulo pode ser extrapolado para todo o Brasil, mostrando também que os efeitos e influências do setor industrial paulista são coincidentes com o nacional.

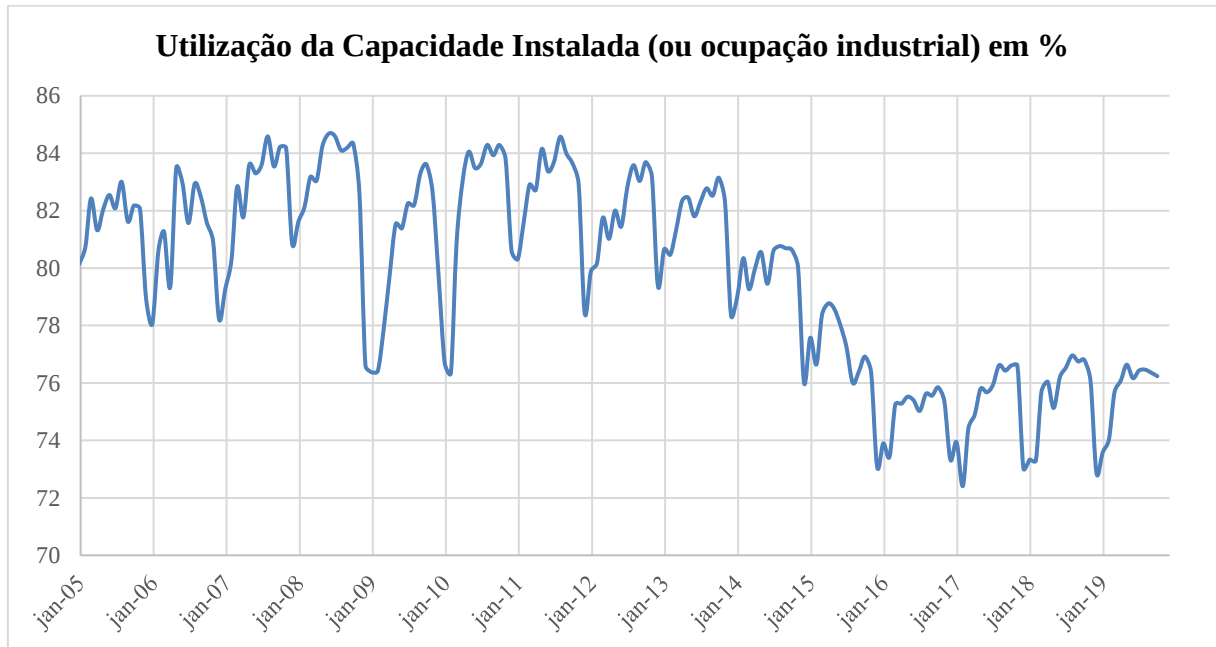
Gráfico 7 - Índice de pessoal empregado na indústria brasileira e nível de emprego da indústria de SP.



(Fonte: gráfico elaborado pelo autor com dados do IPEA Data/CNI.)

Outro índice que será utilizado nos estudos econométricos é a utilização da capacidade industrial (que também será chamada neste trabalho de ocupação industrial) apresentado na Gráfico 8. Esta variável pode ser um bom indicador para prever possíveis futuros investimentos de capital no setor industrial, ou seja, se a ocupação industrial é baixa, mesmo que haja uma expansão de demanda por produtos industrializados, primeiramente ocorrerá o aumento do uso da capacidade instalada no momento, de tal forma que o acréscimo de investimentos adicionais para aumento de produção, em geral custosos e de longo prazo, só ocorrerá após uma saturação da capacidade produtiva vigente.

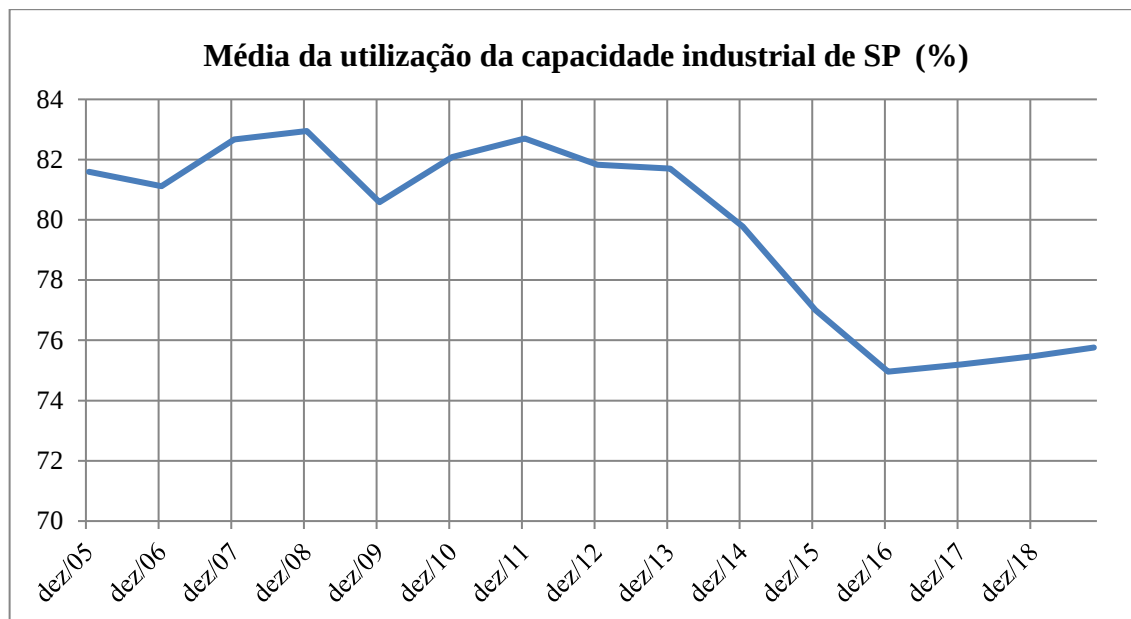
Gráfico 8 - Utilização da capacidade produtiva da indústria paulista de 2005 a 2019.



(Fonte: gráfico elaborado pelo autor com dados do IPEA Data/FIESP.)

Os índices de nível de emprego e ocupação industrial estão fortemente relacionados com o poder de barganha dos trabalhadores (via direta ou sindicatos trabalhistas). O alto nível de emprego gera pressões salariais positivas dada a percepção que os empregados têm de aumento de vagas internas (para um outro setor da própria empresa) ou tentativas de contratação e disponibilidade de vagas de outras empresas. De forma semelhante, a alta ocupação industrial também gera pressão salarial positiva devido à observação a qual o empregado tem do próprio ambiente de trabalho, seja com o aumento de empregados no setor, aumento de necessidade de horas extras, aumento de metas de produção, entre outros fatores.

Gráfico 9 - Média anual da utilização da capacidade produtiva da indústria paulista de 2005 a 2019.



(Fonte: gráfico elaborado pelo autor com dados do IPEA Data/FIESP.)

O Gráfico 9 apresenta a média da ocupação industrial de São Paulo (com os mesmos dados do Gráfico 8), facilitando a visualização sem a sazonalidade evidente, e também permitindo verificar a tendência de redução em cerca de 6,7% em 3 anos, de 2014 até 2016.

Nesse período, de janeiro 2014 a dezembro de 2016, observa-se a queda de todos os índices objetos do estudo e já apresentados, porém, houve um decréscimo do índice salário real de 23,7% (queda de 120,9 para 92,2) combinado com a queda de nível de emprego da ordem de 100 para 80, ao passo que o índice de vendas reduziu apenas 21,7% (do índice 137,1 até 107,3) retornando em seguida, ao fim de 2018, ao patamar de 137,8, o que não ocorreu com as variáveis índice de salário e de emprego, que continuaram em leve queda até a descontinuação da série em outubro de 2019.

É possível supor que essa recuperação nos anos de 2017 e 2018 pode ter sido resultado de aumento de produtividade do capital instalado ou do trabalhador, já que não ocorreu aumento do nível de emprego e o acréscimo de ocupação da capacidade produtiva foi muito baixo (de

75 para 75,5), ou de aumento das margens de lucro, ou uma combinação destes fatores. Esse fenômeno não ocorreu no período de 2005 até 2013, no qual houve aumento constante de vendas e salário, ao passo que a ocupação industrial e o nível de emprego se mantiveram quase constantes, com algumas oscilações no período, ou seja, parte do crescimento foi realmente repassada aos trabalhadores. Porém, o aumento de vendas também pode ser parcialmente resultado de aumento de custos de insumos (por vezes em moeda estrangeira) ou demanda represada dos anos anteriores.

Esta avaliação preliminar possui paralelo com os achados de Orellano, Mattos e Pazello (2009). Na década de 90, os visíveis aumentos de salário real ocorreram em período com baixa taxa de desemprego, ao passo que em 2015 iniciou-se um aumento expressivo de taxas de desocupação, subocupação, desalento e subutilização que se mantiveram altas de 2016 até 2019, o que pode explicar a manutenção do salário real em níveis baixos nesse período.

Por fim, os dados apresentados possuem forte correlação com dados nacionais disponibilizados pelo IPEA Data fornecidos pela CNI, que utiliza indicadores industriais de 12 estados que correspondem a mais de 90% do PIB industrial, de tal forma que, com muitas ressalvas, pode-se extrapolar os argumentos e conclusões do estado de São Paulo para o nível nacional.

2. Metodologia

Os quatro dados apresentados, salário real, vendas reais, nível de emprego e ocupação da capacidade produtiva da indústria de São Paulo serão submetidos a uma série de modelos e testes econométricos aplicáveis a séries temporais.

Primeiramente, será realizada a avaliação de estacionariedade dos dados e testes de raiz unitária que permitirão a elaboração dos modelos posteriores. Em seguida, será feita a

modelagem econométrica de Vetores Auto Regressivos, testes de Causalidade Granger, apresentação de gráficos da Função Resposta-Impulso, Análise de Decomposição da Variância e, por fim, Análise de Decomposição Histórica dos Choques.

Não é objetivo deste trabalho discutir as teorias econométricas e estatísticas do conjunto de modelos, testes e análises, tendo em vista que os mesmos já são devidamente explicados pormenorizadamente em diversos livros textos. Este trabalho propõe tão somente a aplicação das ferramentas e interpretação econômica dos resultados acerca dos dados industriais.

Todas as análises e testes foram realizadas com o aplicativo econométrico GRETL (*Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library*) e planilha eletrônica. De forma consagrada em meio econômico e estatístico, o aplicativo fornece resultados contendo asteriscos para indicar níveis de significância, sendo três para 1% (muito significativo), dois para 5% e um para 10% (pouco significativo), e desta forma será apresentado nas tabelas e figuras de resultados. Os resultados brutos oriundos do aplicativo serão apresentados nos diversos apêndices.

Em todos os modelos e testes a variável dependente será o salário real, principalmente pelo fato de ser o que afeta diretamente o maior número de pessoas e que afetarão a economia mais diretamente sob a forma de demanda. Também cabe destacar que, em geral, os trabalhadores estão em condição menos favorecida em comparação com as empresas devido à assimetria de informações.

As variáveis explicativas são, na sequência: vendas reais da indústria de São Paulo, pelo fato de que um aumento de vendas é condição preliminar básica para aumento salarial dos empregados. Mesmo sabendo que salário e nível de emprego são muito mais inerciais e provavelmente tem maior relação entre si, o fato de as empresas possuírem mais informações e expectativas gerais sobre a indústria, é de se supor que aumentos salariais sejam impossíveis sem a contrapartida anterior de aumento de vendas, que pode ser interpretada nesse sentido como uma *proxy* de lucros. Adicionalmente, a relação entre vendas e nível de emprego é, em

teoria, mais estreita, ou seja, há a expectativa de que aumentos de vendas devem proporcionar aumento do nível de emprego, assim como a redução deve produzir o efeito contrário, considerando que uma redução salarial direta é impeditiva por lei. As variáveis nível de emprego na indústria e ocupação industrial de São Paulo, de certa forma se confundem pelo fato de terem efeito similar, ou seja, o aumento de ambas é visível aos empregados e causam pressão salarial por aumento, assim como o contrário também ocorre. A ordenação das variáveis é particularmente importante para as análises de FRI e Decomposição Histórica dos Choques.

Devido à similaridade de efeito e por motivos de comparação, alguns modelos serão inicialmente realizados sem a variável explicativa ocupação industrial.

CAPÍTULO 3

Teste de Raiz Unitária, Modelo VAR e Análise Granger, Função Resposta Impulso, Decomposição da Variância e Decomposição Histórica de Choques

1. Teste de Raiz Unitária

A metodologia do teste de raiz unitária foi inicialmente desenvolvida por Dickey e Fuller (1979 e 1981) e, portanto, recebe seus nomes. O teste também é conhecido com Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ou ADF – *Augmented Dickey-Fuller*). De maneira simplificada, o objetivo é testar a hipótese nula $H_0: \phi=1$ contra a hipótese alternativa $H_1: \phi<1$, no qual a rejeição de H_0 nos indica a estacionariedade. A estacionariedade das séries, ao menos em algum grau, é necessária para a elaboração dos modelos seguintes de VAR, Análise de causalidade Granger, Função Resposta Impulso e Decomposição da Variância.

O teste é realizado utilizando um procedimento conhecido por algoritmo de Enders (Anexo A) no qual são realizados testes que utilizam o equacionamento de passeio aleatório puro, sem constante e sem tendência (eq. (1)) utilizando a estatística τ ; passeio aleatório com constante (ou *drift*) e sem tendência (eq. (2)) utilizando a estatística τ_μ ; e passeio aleatório com constante e com tendência (eq. (3)) utilizando a estatística τ_τ (ENDERS, 2014).

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta t + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

As estatísticas encontradas após a aplicação do modelo são comparadas às tabelas elaboradas por Dickey e Fuller constantes no Anexo B.

1.1 Teste de Raiz Unitária na Variável Salário Real da Indústria de SP

Como as variáveis explicativas seguirão a variável dependente, os testes iniciais e mais importantes se darão na variável dependente em nível (ou original), salário real da indústria paulista. Primeiramente foi realizado o teste de Dickey-Fuller, com 24 defasagens devido à forte sazonalidade anual, que se dá em dezembro e janeiro. O teste foi realizado com tendência e constante, e os menores valores segundo o critério de BIC (Critério de Informação Bayesiano) ocorreram justamente na 12ª e na 24ª defasagem conforme mostram os resultados do teste (Apêndice A), sendo o menor com $k=24$. Os resultados dos testes são apresentados na Tabela 1:

Tabela 1: Teste de raiz unitária para a variável Salário Real da Indústria de SP.

Variável: Salário Real da Indústria de SP	Coef.	τ	p-valor
Com constante e Tendência (τ_τ)	-0,0292624 (0,0173936)	-1,682	0,7593
Com constante e sem tendência (τ_μ)	-0,0211990 (0,0161595)	-1,31186	0,6264
Sem constante e sem tendência (τ)	-0,00121614 (0,00139438)	-0,872169	0,3384
Amostra: 153 observações			

(Fonte: Resultados obtidos a partir de modelos do aplicativo GRET.L.)

O teste com constante e tendência nos mostra que não rejeitamos H_0 , ou seja, a hipótese nula de raiz unitária, devido ao alto valor de p-valor=0,7593 e baixo valor de $\tau_\tau = -1,68237$, os valores tabelados (Anexo B) para 10% de significância é de -3,14. Portanto, foi realizado o segundo passo do algoritmo de Enders para verificar se a tendência determinística faz parte do processo, realizando-se um MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) com as 24 defasagens, constante e tendência (Apêndice A). Verifica-se que a tendência (*time*) não é significativa, com p-valor=0,2184 e estatística $t=-1,237$, indicando que o coeficiente -0,00625167 pode ser 0.

Em seguida, foi realizado o teste omitindo as variáveis de tendência (*time*) e a primeira defasagem da série original (o resultado é apresentado no Teste do Modelo 2 MQO – Apêndice A). O valor encontrado da estatística $F = 1,62913$ é comparado com ϕ_3 da tabela de distribuição empírica de Dickey-Fuller (Anexo B), cujo valor para $T=153$ e significância 0,01 fornecido pela tabela está entre 8,43 ($T=250$) e 8,73 ($T=100$), mais aproximadamente $\phi_3 = 8,63$. De qualquer forma, o valor encontrado de F é muito menor que o valor crítico de ϕ_3 , portanto não rejeitamos H_0 , a hipótese nula conjunta de $a_2 = \gamma = 0$, concluímos que não há tendência determinística.

Dessa forma, prossegue-se a um novo teste ADF utilizando apenas a constante, novamente com 24 defasagens. Novamente as defasagens 12 e 24 se apresentaram significativas, mais uma vez o alto resultado de $p\text{-valor} = 0,6264$ e o baixo valor de $\tau_\mu = -1,31186$ para esse teste indica que rejeitamos H_0 ($a_2 = 0$). Portanto realiza-se um MQO sem tendência e com as 24 defasagens da primeira diferença de salário, realiza-se o teste F do modelo (Modelo 3, com e sem constante do Apêndice A). O valor de $F=1,15225$ é comparado com ϕ_1 da tabela de Dickey-Fuller, que nos fornece os valores de 6,70 ($T=100$) e 6,52 ($T=250$) para significância 0,01, portanto, o valor de F está bem abaixo do valor tabelado e não rejeitamos a H_0 .

Finalmente, procede-se ao 4º passo do algoritmo de Enders para realizar o teste de raiz unitária sem constante e sem tendência. Novamente, o alto resultado de $p\text{-valor}=0,3384$ e o valor de $\tau=-0,872169$ indicam a não rejeição de H_0 . Portanto, a conclusão é de que a variável salário (em nível) pode possuir raiz unitária sem tendência e sem constante.

Não é incomum a existência de raiz unitárias em séries temporais, mesmo em séries tratadas e transformadas em índices, o que tende a torná-las mais estáveis. Portanto, o tratamento usual para proceder com os estudos econométricos é a aplicação à série da primeira diferença. O desenvolvimento e comentários mais minuciosos em conjunto com todos os

resultados apresentados no Apêndice A foram realizados para esta primeira avaliação de raiz unitária a título de exemplo, a demais serão mais concisas e apresentadas apenas nos próximos apêndices.

1.2 Teste de Raiz Unitária na Variável Primeira Diferença do Salário Real da Indústria de SP

Tendo em vista o resultado anterior, foi aplicado a primeira diferença para a variável dependente, e os testes de raiz unitária foram refeitos segundo os mesmos critérios (Algoritmo de Enders). O resultado da sequência de modelos e testes estão resumidos na Tabela 2, e pormenorizados no Apêndice B.

Tabela 2: Testes de raiz unitária para a variável Primeira Diferença do Salário Real da Indústria de SP.

Variável: Primeira diferença do Salário Real da Indústria de SP	Coef.	τ	p-valor
Com constante e Tendência (τ_τ)	-0,792829 (0,436299)	-1,81717	0,6966
Com constante e sem tendência (τ_μ)	-0,598451 (0,316747)	-1,88936	0,3377
Sem constante e sem tendência (τ)	-0,578850 (0,315186)	-1,837	0,0632*
Amostra: 153 observações			

(Fonte: Resultados obtidos a partir de modelos do aplicativo GRET.L.)

Mesmo com a aplicação da primeira diferença ainda ocorre forte sazonalidade. No primeiro teste do algoritmo, $\tau_\tau = -1,81717$ rejeitamos a H_0 , assim como na segunda fase com $\tau_\mu = -1,88936$. Porém, encontra-se estacionariedade no modelo sem constante e sem tendência ao nível de 10%, com $\tau = -1,837$.

Adicionalmente aos testes ADF, foram criados os modelos MQO 4, 5, 6 e 7, com 24 defasagens, com e sem constante, com e sem tendência, todos detalhados no Apêndice B para complementariedade da avaliação da raiz unitária com a utilização do teste estatístico F e comparação com as tabelas de distribuição de Dickey-Fuller.

O teste ADF tem baixo poder para rejeição hipótese nula de raiz unitária, por esse motivo, Elliot, Rothemberg e Stock (1996) desenvolveram alguns testes com maior poder que o ADF que viria a ser conhecido como teste ADF-GLS. Em seguida, Perron e Qu (2007) adaptam esse teste para aumentar o poder do mesmo. Outro teste de raiz unitária bastante utilizado é o KPSS desenvolvido por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992), cuja hipótese nula é invertida e, assim como o ADF-GLS também foi utilizado como teste adicional.

Tabela 3: Testes de raiz unitária adicionais (ADF-GLS, ADF-GLS Perron-Qu e KPSS) para a variável Primeira Diferença do Salário Real da Indústria de SP.

Variável: Primeira diferença do Salário Real da Indústria de SP	Coef.	Estatística	p-valor
Teste ADF-GLS	-0,158540 (0,123146)	-1,287	0,1830
Teste ADF-GLS (com Perron-Qu)	-1,04083 (0,0755353)	-13,78	0,0***
Teste KPSS		0,383477*	

(Fonte: Resultados obtidos a partir de modelos do aplicativo GRETTL.)

Não houve uma concordância com o teste ADF-GLS padrão, que ficou no limiar da rejeição (ou podemos dizer que rejeita-se ao nível grosseiro de 18%), porém, no mesmo teste com o método Perron-Qu há uma forte corroboração de rejeição da H_0 (raiz unitária) dado o p-valor tendendo a 0, confirmando que a primeira diferença é o suficiente para ser estacionário. Para o teste KPSS, rejeita-se a variância nula com apenas 10% de significância.

1.3 Teste de Raiz Unitária na Variável Primeira Diferença de Vendas Reais da Indústria de SP

De maneira análoga ao que foi realizado na variável dependente tratada em primeira diferença, os mesmos procedimentos foram realizados para a variável explicativa vendas reais da indústria de São Paulo, primeiramente aplicando-se a primeira diferença e, posteriormente, realizando-se os testes de raiz unitária.

Tabela 4 - Testes de raiz unitária para a variável Primeira Diferença de Vendas Reais da Indústria de SP.

Variável: Primeira diferença de Vendas Reais da Indústria de SP	Coef.	τ	p-valor
Com constante e Tendência (τ_τ)	-1,38260 (0,542427)	-2,549	0,3043
Com constante e sem tendência (τ_μ)	-1,33092 (0,534820)	-2,489	0,1182
Sem constante e sem tendência (τ)	-1,29433 (0,525738)	-2,462	0,0134**
Amostra: 153 observações			

(Fonte: Resultados obtidos a partir de modelos do aplicativo GRET.L.)

Os valores combinados de τ e p-valor apresentados na Tabela 4 indicam que a variável vendas é estacionária, sem constante nem tendência, ou seja, a H_0 de raiz unitária é rejeitada ao nível de 5% de significância. A Tabela 5 apresenta os testes adicionais:

Tabela 5- Testes de raiz unitária adicionais (ADF-GLS, ADF-GLS Perron-Qu e KPSS) para a variável Primeira Diferença de Vendas Reais da Indústria de SP.

Variável: Primeira diferença do Salário Real da Indústria de SP	Coef.	Estatística	p-valor
Teste ADF-GLS	-1,31353 (0,0719453)	-18,26	0,0***
Teste ADF-GLS (com Perron-Qu)	-1,31353 (0,0719453)	-18,26	0,0***
Teste KPSS		0,0387817***	

(Fonte: Resultados obtidos a partir de modelos do aplicativo GRET.L.)

Os testes ADF-GLS foi realizado com e sem a adaptação de Perron-Qu, chegando a valores idênticos, com estatística $\tau = -18,2573$ e p-valor tendendo a 0, rejeita-se fortemente a H_0 , portanto, corrobora-se que a série é estacionária. No caso do teste KPSS, que possui H_0 invertida, ou seja, o teste verifica a variância do erro aleatório e se a variância for nula o processo é tendência estacionário, devido ao baixo valor da estatística, não se rejeita a variância nula, logo, considera-se estacionário. Modelos e resultados detalhados encontram-se no Apêndice C.

1.4 Teste de Raiz Unitária na Variável Primeira Diferença de Nível de Emprego da Indústria de SP

Seguindo os mesmos procedimentos, foram realizados para a variável explicativa nível de emprego da indústria de São Paulo os testes de raiz unitária apresentados na Tabela 6:

Tabela 6 - Testes de raiz unitária para a variável Primeira Diferença de Nível de Emprego da Indústria de SP

Variável: Primeira Diferença de Nível de Emprego da Indústria de SP	Coef.	τ	p-valor
Com constante e Tendência (τ_t)	-0,484988 (0,161362)	-3,006	0,1305
Com constante e sem tendência (τ_μ)	-0,366452 (0,139461)	-2,628	0,0873*
Sem constante e sem tendência (τ)	-0,306304 (0,128727)	-2,379	0,0168**

Amostra: 165 observações

(Fonte: Resultados obtidos a partir de modelos do aplicativo GRET.L.)

Os valores de τ e p-valor apresentados na Tabela 6 indicam que a variável nível de emprego é estacionária, com significância de 10% para o modelo com constante e sem tendência e aproximou-se do 1% de significância para o modelo sem constante nem tendência, ou seja, a H_0 de raiz unitária é rejeitada com 5% de significância. Também foram realizados os testes adicionais apresentados na Tabela 7:

Tabela 7 - Testes de raiz unitária adicionais (ADF-GLS, ADF-GLS Perron-Qu e KPSS) para a variável Primeira Diferença de Nível de Emprego da Indústria de SP.

Variável: Primeira Diferença do Nível de Emprego da Indústria de SP	Coef.	Estatística	p-valor
Teste ADF-GLS	-0,0531667 (0,0639035)	-0,8320	0,3557
Teste ADF-GLS (com Perron-Qu)	-0,0289968 (0,0690653)	-0,4198	0,5322
Teste KPSS		0,414686*	

(Fonte: Resultados obtidos a partir de modelos do aplicativo GRET.L.)

De forma inédita, o teste ADF-GLS não rejeita a H_0 de raiz unitária, ou seja, não corrobora os testes anteriores, apresentando resultados não significativos. O teste ADF-GLS

com a utilização de Perron-Qu também não corrobora com os testes ADF padrão, apresentou p-valor ainda pior (mais alto). Para o teste KPSS, quanto maior o p-valor, mais fortemente rejeita-se a raiz unitária, neste caso se aproxima da rejeição ao nível de 5% mas não a alcança, logo, rejeita-se ao nível de 10% de significância. Os modelos e resultados completos são apresentados no Apêndice D.

1.5 Teste de Raiz Unitária na Variável Primeira Diferença do Nível de Ocupação da Indústria de SP

Os testes de raiz unitária para a variável explicativa nível de ocupação da indústria de São Paulo apresentados na Tabela 8:

Tabela 8 - Testes de raiz unitária para a variável Primeira Diferença do Nível de Ocupação da Indústria de SP

Variável: Primeira Diferença do Nível de Ocupação da Indústria de SP	Coef.	τ	p-valor
Com constante e Tendência (τ_τ)	-1,98473 (0,510812)	-3,885	0,0126**
Com constante e sem tendência (τ_μ)	-1,90505 (0,503264)	-3,785	0,0031***
Sem constante e sem tendência (τ)	-1,82319 (0,488580)	-3,732	0,0002***
Amostra: 165 observações			

(Fonte: Resultados obtidos a partir de modelos do aplicativo GRET.L.)

Ao contrário do que ocorreu com as variáveis anteriores, com constante e tendência, o teste já se aproxima fortemente da rejeição da H_0 com $\tau = -3,88544$ e p-valor assintótico 0,01262. Portanto, com 5% de significância podemos rejeitar a H_0 e concluir estacionariedade com constante e tendência.

Tabela 9 - Testes de raiz unitária adicionais (ADF-GLS, ADF-GLS Perron-Qu e KPSS) para a variável Primeira Diferença de Nível de Ocupação da Indústria de SP.

Variável: Primeira Diferença do Nível de Ocupação da Indústria de SP	Coef.	Estatística	p-valor
Teste ADF-GLS	-0,126081 (0,155919)	-0,8086	0,3659
Teste ADF-GLS (com Perron-Qu)	-0,904104 (0,0752719)	-12,01	0,0***
Teste KPSS		0,0341468	

Amostra: 165 observações

(Fonte: Resultados obtidos a partir de modelos do aplicativo GRET.L.)

A Tabela 9 apresenta os testes adicionais ADF-GLS e KPSS, que não corroboram a estacionariedade que havia sido encontrada nos primeiros passos do algoritmo de Enders dos testes ADF padrão. Por outro lado, a utilização de Perron-Qu mostra a rejeição de H_0 a nível de significância de 1%. Os modelos utilizados estão pormenorizados no Apêndice E.

Apesar de não ter ocorrido uma unanimidade entre os resultados dos testes de todas as variáveis, podemos concluir que todas elas podem ser consideradas, em algum grau, estacionárias em sua primeira diferença, portanto, permite a aplicação dos modelos de VAR, causalidade Granger e Decomposição da Variância sem que haja problemas de convergência.

2. Modelo VAR

O modelo VAR pode ser visto como uma extensão de modelos univariados (que utilizam apenas a própria série) de tal forma que utiliza uma combinação de variáveis para criação de um modelo auto regressivo. A partir deste tipo de modelo é possível realizar análises empíricas mais (pretensiosamente) condizentes com a realidade, tais como análise de causalidade Granger, Função Resposta-Impulso e Análise de Decomposição da Variância, que buscam inferir estatisticamente o efeito de uma variável sobre outra.

Serão apresentados dois modelos de VAR, o primeiro relaciona a variável dependente salário com as variáveis explicativas vendas e nível de emprego (todas em sua primeira diferença), de forma a verificar se o aumento de vendas, tido como pré-condição para aumento salarial, e o aumento do nível de emprego geram pressões positivas que promovem o aumento salarial. O segundo modelo adicionará a variável ocupação industrial para uma análise mais completa e comparação dos resultados.

2.1 Modelo VAR do Salário Real da Indústria de SP sem a Ocupação Industrial

O primeiro passo foi realizar a seleção de defasagem VAR, utilizando o aplicativo Gretl e as variáveis em primeira diferença: salário na indústria de SP (variável dependente), vendas da indústria de SP (variável explicativa), nível de emprego na indústria em SP (variável explicativa). Os testes foram realizados repetidas vezes, com constante, com tendência, com ambos e sem ambos, e os resultados foram os mesmos para todos os casos, ordem 24 para Akaike, ordem 2 para BIC e ordem 13 para HQC, a defasagem escolhida será de 2ª ordem, seguindo o critério de BIC, pelo fato de o mesmo ser o intermediário no sentido de penalizar variáveis adicionais e tende a fornecer modelos consistentes. Os resultados completos, incluindo todas as equações, o gráfico para as raízes da inversa do VAR, teste de autocorrelação para 24 defasagens e comentários estão apresentados no Apêndice F. A Tabela 10 apresenta os resultados do primeiro modelo.

Tabela 10 – Modelo VAR sem a variável Ocupação Industrial para a variável dependente Salário da Indústria de SP

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>
Constante	0,306648	0,255342	1,201	0,2315
1ª defasagem do Salário	-0,349422	0,07488	-4,666	<0,0001 ***
2ª defasagem do Salário	-0,281595	0,072959	-3,860	0,0002***
1ª defasagem de Vendas	0,0596334	0,029019	2,055	0,0414**
2ª defasagem de Vendas	0,0525895	0,028385	1,853	0,0657*
1ª defasagem de Nível	1,70285	0,293248	5,807	<0,0001***
2ª defasagem de Nível	0,515017	0,338197	1,523	0,1297

175 observações - 03/2005-09/2019

(Fonte: Resultados obtidos a partir de modelos do aplicativo GRET.L.)

O modelo apresentou significância para quase todos os coeficientes o que, em princípio, é um indício de um bom modelo. Os valores negativos e com alta significância (ao nível de 1%) para as defasagens de salário estão coerentes, tendo em vista que aumentos salariais usualmente são realizados anualmente e de uma única vez, ao passo que a redução salarial via perdas inflacionárias ocorre periodicamente (o índice utilizado está tratado – deflacionado). Os valores positivos para defasagem de vendas também estão coerentes, mesmo com menores significâncias (5% para a primeira defasagem e 10% para a segunda) tendo em vista a presunção de que tais aumentos são pré-condição para os aumentos salariais, de forma que as firmas possam se manter lucrativas no mercado. A primeira defasagem da variável nível de emprego, ao nível de significância de 1% e com alto valor de coeficiente, nos apresenta a primeira evidência econométrica da possibilidade de que pressões altistas desta variável podem causar aumentos salariais. Conforme comentado anteriormente, por se tratar de uma variável bastante

inercial, era esperado que a segunda defasagem também fosse significativa, o fato de não ser demonstra uma fragilidade do modelo.

2.2 Modelo VAR do Salário Real da Indústria de SP com Ocupação Industrial

De maneira análoga aos procedimentos anteriores do modelo anterior, uma variável explicativa adicional, o nível de ocupação da indústria em SP, foi adicionada com o objetivo de aprimorar o modelo, mantendo-se as duas defasagens do critério BIC. Assim como para o modelo anterior, os resultados completos, incluindo todas as equações, o gráfico para as raízes da inversa do VAR, teste de auto-correlação para 24 defasagens e comentários estão apresentados no Apêndice G. A Tabela 11 apresenta os resultados do modelo VAR com a variável Ocupação Industrial.

Tabela 11 - Modelo VAR com a variável Ocupação Industrial para a variável dependente Salário da Indústria de SP

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>
Constante	0,278525	0,251658	1,107	0,27
1ª defasagem do Salário	-0,339236	0,075276	-4,507	<0,0001***
2ª defasagem do Salário	-0,260917	0,071973	-3,625	0,0004***
1ª defasagem de Vendas	0,043492	0,030584	1,422	0,1569
2ª defasagem de Vendas	0,0684133	0,029907	2,288	0,0234**
1ª defasagem de Nível	1,1592	0,362255	3,2	0,0016***
2ª defasagem de Nível	0,802901	0,390252	2,057	0,0412**
1ª defasagem de Ocupação	0,528832	0,249782	2,117	0,0357**
2ª defasagem de Ocupação	-0,323827	0,257233	-1,259	0,2098
175 observações - 03/2005-09/2019				

(Fonte: Resultados obtidos a partir de modelos do aplicativo GRETL.)

Este modelo também apresentou bons resultados, com significância para a maioria dos coeficientes. Manteve-se os valores negativos e com alta significância (ao nível de 1%) e baixa amplitude para as defasagens de salário, com significado econômico idêntico ao anterior. Também apresentou valores positivos para as defasagens de vendas, mas apenas a sua segunda com significâncias de 5%. Ao contrário do que ocorreu anteriormente, as duas defasagens da variável nível de emprego se apresentaram significativas, ao nível de significância de 1% e 5% respectivamente, e com altos valores de coeficientes. A nova variável adicionada, ocupação industrial, apresentou coeficiente positivo e significativo ao nível de 5% para sua primeira defasagem, o que reforça os mesmos conceitos de pressão alíquota salarial da variável nível de emprego, ou seja, altos níveis de ocupação industrial tendem a gerar aumentos salariais. A segunda defasagem, por sua vez, mostrou resultado controverso, o valor negativo não era esperado por não fazer sentido econômico, mesmo não sendo significativo. Portanto, o modelo também apresenta pontos de fragilidade.

Um dos motivos que pode prejudicar o modelo é a presença de autocorrelação entre os erros (apresentado no final dos Apêndices F e G), que é relativamente comum em casos com alta inércia ou devido às defasagens, mas também podem estar relacionados com falhas da especificação do modelo, e para contornar esse possível problema os modelos serão refeitos com maior defasagem, seguindo o critério de Hannan-Quinn (HQC) com 13 defasagens.

2.3 Modelo VAR do Salário Real da Indústria de SP com 13 defasagens

O modelo foi refeito com a utilização de 13 defasagens (modelo completo no Apêndice H), apenas os coeficientes que apresentaram significância estão apresentados na Tabela 12 sem a variável Ocupação Industrial.

Tabela 12 - Modelo VAR sem a variável Ocupação Industrial e com 13 defasagens para a variável dependente Salário da Indústria de SP

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>
1ª defasagem do Salário	-0,458470	0,087609	-5,233	<0,0001***
2ª defasagem do Salário	-0,256335	0,092924	-2,759	0,0067***
12ª defasagem de Salário	0,306135	0,094646	3,235	0,0016***
10ª defasagem de Vendas	-0,124241	0,048989	-2,536	0,0125**
12ª defasagem de Vendas	0,107625	0,04901	2,196	0,03*
13ª defasagem de Vendas	0,0752986	0,04283	1,758	0,0812*
8ª defasagem de Nível de Emprego	0,730458	0,401138	1,821	0,071*

164 observações - 02/2006-09/2019

(Fonte: Resultados obtidos a partir de modelos do aplicativo GRETL.)

O modelo também foi refeito com a variável Ocupação Industrial e a utilização de 13 defasagens, apenas os coeficientes que apresentaram significância estão apresentados na Tabela 13 (modelo completo no Apêndice I).

Tabela 13 - Modelo VAR com a variável Ocupação Industrial e com 13 defasagens para a variável dependente Salário da Indústria de SP

	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
1ª defasagem do Salário	-0,369003	0,091015	-4,054	<0,0001	***
3ª defasagem do Salário	-0,222753	0,095279	-2,338	0,0212	**
11ª defasagem de Salário	0,208167	0,095938	2,17	0,0322	**
12ª defasagem de Salário	0,26589	0,094927	2,801	0,006	***
2ª defasagem de Vendas	0,108796	0,049974	2,177	0,0316	**
10ª defasagem de Vendas	-0,178284	0,054754	-3,256	0,0015	***
12ª defasagem de Vendas	0,111608	0,054292	2,056	0,0422	**
2ª defasagem de Nível	1,05983	0,507983	2,086	0,0392	**
7ª defasagem de Nível	-1,26242	0,444713	-2,839	0,0054	***
8ª defasagem de Nível	1,26004	0,465903	2,705	0,0079	***
10ª defasagem de Nível	-0,990072	0,489364	-2,023	0,0455	**
7ª defasagem de Nível	0,772547	0,438324	1,763	0,0807	*
10ª defasagem de Nível	0,883721	0,392192	2,253	0,0262	**
13ª defasagem de Nível	0,593666	0,332271	1,787	0,0767	*
164 observações - 02/2006-09/2019					

(Fonte: Resultados obtidos a partir de modelos do aplicativo GRET.L.)

Os modelos realizados com 13 defasagens apresentam resultados mais erráticos do que o modelo simples com duas defasagens, porém, por ser mais conservador, estes serão utilizados para a análise de causalidade Granger.

3. Análise de Causalidade Granger

Os testes de causalidade Granger são realizados juntamente com o modelo VAR (ao final destes com a nomenclatura Testes-F com zero restrições), desta forma, os mesmos já se encontram nos Apêndices F, G, H e I.

Tabela 14 - Teste de causalidade Granger (sem a Variável Ocupação Industrial)

	Variáveis		
	Salário Real	Vendas Reais	Nível de Emprego
Defasagens de Salário	0,0002***	0,2184	0***
Defasagens de Vendas	0,1288	0***	0,0039***
Defasagens de Nível	0,3148	0,0271**	0***

(Fonte: Resultados obtidos a partir de modelos do aplicativo GRET.L.)

O modelo sem a variável ocupação industrial apresenta que apenas salário causa Granger salário, a variável vendas apenas se aproxima de significância 10% com p-valor de 0,1288 e a variável nível de emprego não causa Granger salário (p-valor de 0,3148). Ao contrário, a variável vendas causa Granger em si mesma, e nível causa Granger vendas, ao passo que salário não causa Granger vendas.

Finalmente, a variável nível se mostrou afetada pelas outras, ou seja, salário, vendas e nível causam Granger nível de emprego. Os resultados são decepcionantes, mesmo havendo indícios de causalidade entre as variáveis explicativas escolhidas, a variável dependente salário real não teve os mesmos indícios. A saber, o mesmo modelo com a aplicação de duas defasagens apresenta causalidade entre todas as variáveis a altos níveis de significância (Apêndice F).

A Tabela 15 apresenta o Teste de causalidade Granger com a variável Ocupação Industrial.

Tabela 15 - Teste de causalidade Granger com a Variável Ocupação Industrial.

	Variáveis			
	Salário Real	Vendas Reais	Nível de Emprego	Ocupação Industrial
Defasagens de Salário	0,0006***	0,0171**	0,0001***	0,3771
Defasagens de Vendas	0,0024***	0***	0,0724*	0,2892
Defasagens de Nível	0,0151**	0,0103**	0***	0***
Defasagens de Ocupação	0,0039***	0,0206**	0,0042***	0***

(Fonte: Resultados obtidos a partir de modelos do aplicativo GRET.L.)

A introdução da variável ocupação industrial modificou totalmente a análise Granger das variáveis. Conforme a Tabela 15 apresenta, há causalidade de praticamente todas as variáveis sobre as outras.

Em especial, a variável dependente Salário Real, apresentou causalidade Granger por si mesma e pelas demais ao nível 1 ou 5% de significância. De forma análoga, as variáveis salário, nível e ocupação industrial causam Granger vendas com 1 ou 5% de significância, assim como ela mesma. O mesmo ocorre com a variável nível, as variáveis salário, vendas e ocupação industrial causam Granger nível com 1 ou 10% (no caso de vendas) de significância, assim como ela mesma.

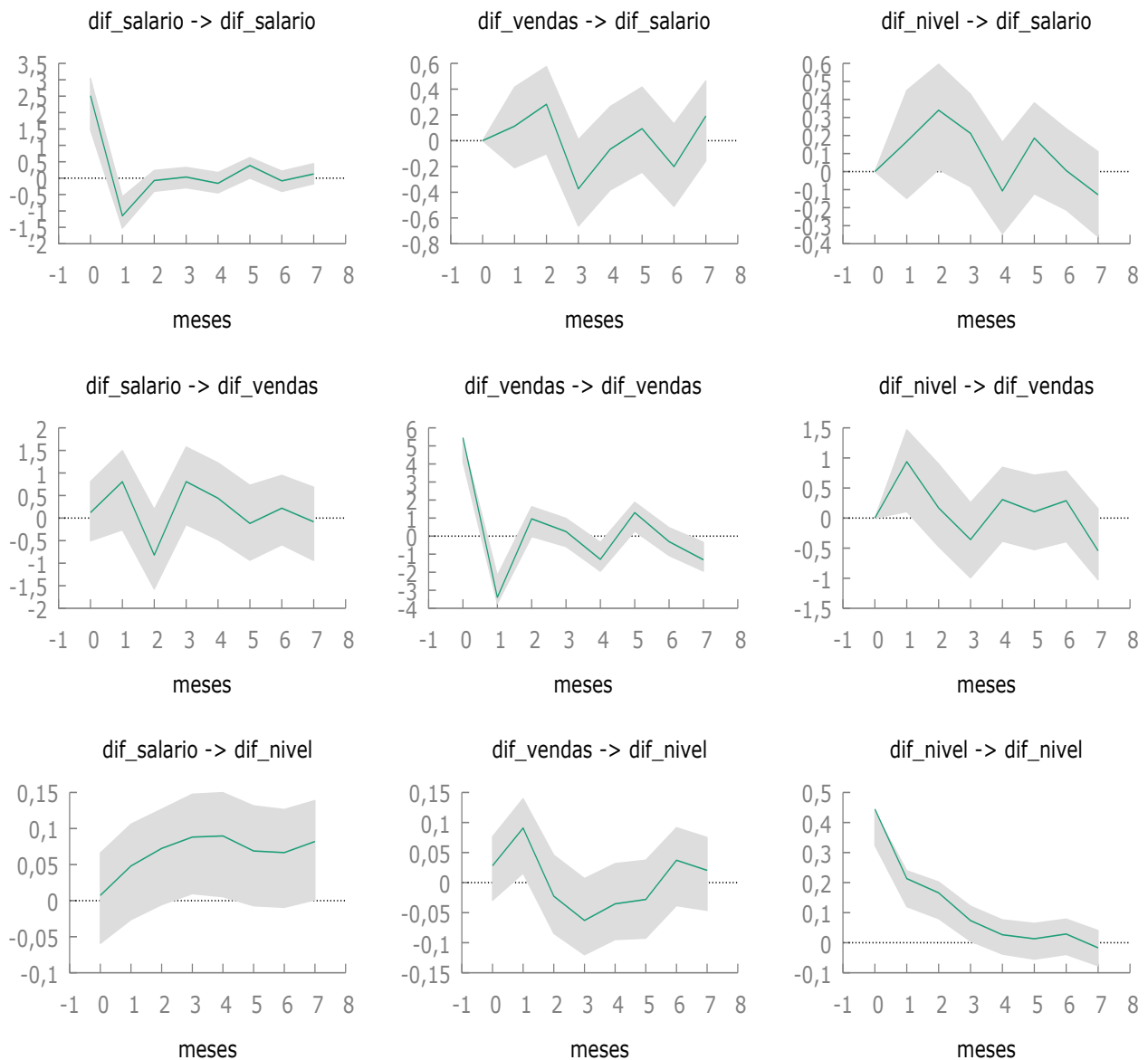
A grande diferença ocorre com a nova variável introduzida, ocupação industrial, que apresenta causalidade apenas com ela mesma e nível de emprego. O resultado é contraditório, tendo em vista que era esperado primeiramente um aumento de vendas para subsequentemente haver aumento da ocupação industrial, ou seja, vendas causa Granger ocupação industrial.

O que pode ocorrer é um aumento da demanda industrial (solicitações) e as empresas em resposta aumentam sua ocupação com os pedidos “feitos”, porém, trata-se de uma dinâmica que exigiria pouco ou nada de estoque, dado que um aumento de vendas primeiramente consome estoques e não necessariamente gera aumento da ocupação industrial.

4. Função Resposta-Impulso (FRI)

Foi realizada a análise FRI, que utiliza um choque positivo de um erro padrão para o modelo inicial contendo as variáveis salário, vendas e nível de emprego da indústria de São Paulo. Foram utilizados 8 períodos (equivalente a 8 meses) como horizonte de previsão, 1999 interações (*bootstrap*), intervalo de confiança de 10% e a ordem Cholesky: salário, vendas, nível de emprego e ocupação industrial.

Figura 1 - FRI das variáveis salário real, vendas reais e nível de emprego da indústria de São Paulo.



(Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados IPEA/FIESP com uso do aplicativo GRETTL)

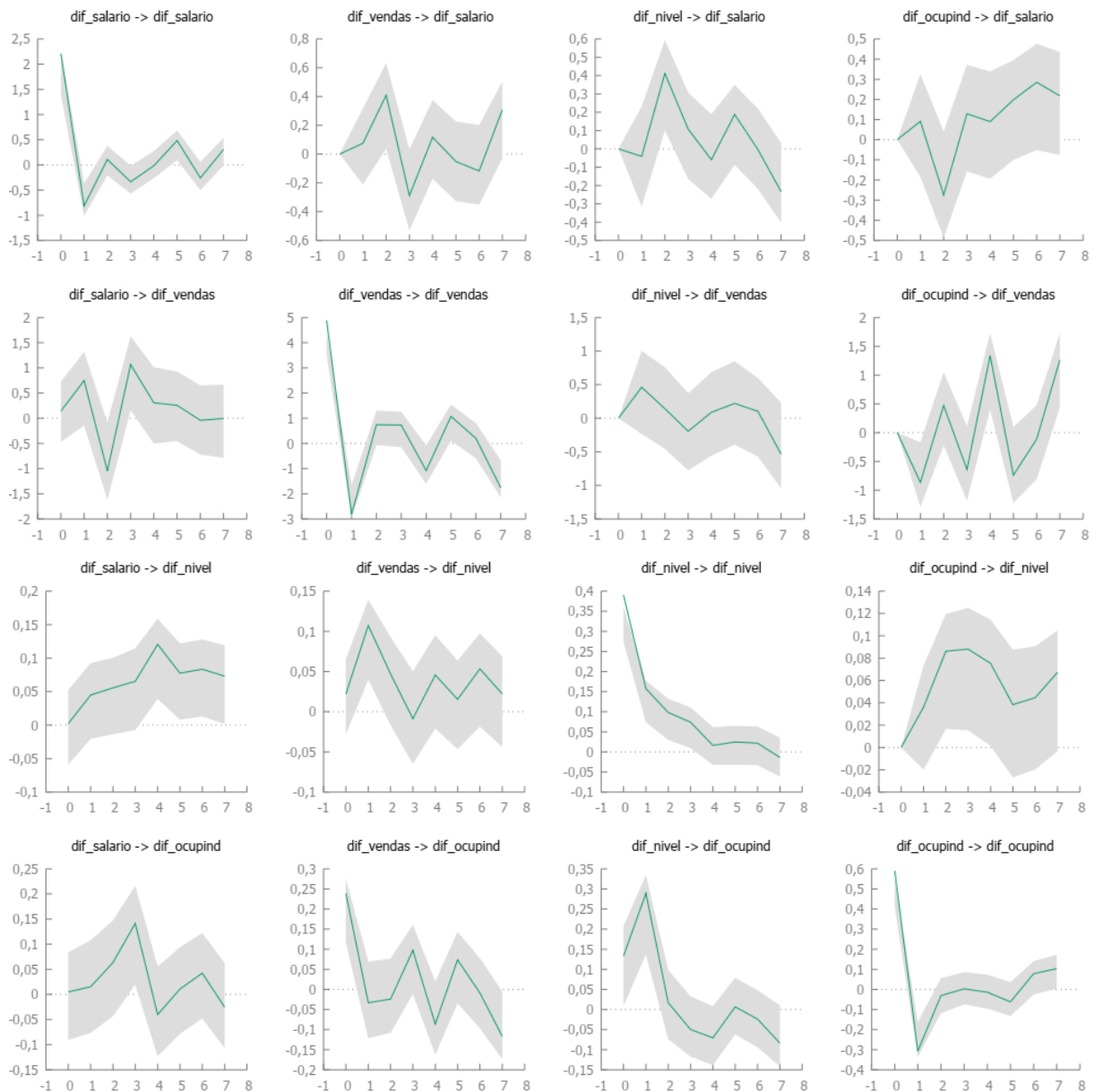
A Figura 1 contendo os testes FRI corrobora com o teste causalidade Granger em alguns aspectos. No caso da variável salário, o impulso dela mesma causa um aumento inicial significativo seguido de uma baixa e subsequente estacionariedade. Para o caso do impulso de vendas e nível sobre o salário, praticamente não há nenhum impacto, ocorre a manutenção de volatilidade em torno de zero como ocorria ao longo de todo período analisado (de 2005 a 2019).

Para a variável vendas, salário não a afeta, como o teste Granger havia previsto, mas ela mesma causa em si impacto similar ao caso salário-salário. O teste de Granger previu um impacto de nível de emprego sobre vendas, porém, este fato não se apresentou de forma contundente na Figura 1, vendas segue sem alterações aparentes no período analisado.

Para o nível de emprego, salário e o próprio nível sobre a variável nível de emprego mostraram um pequeno efeito de sustentação de alta. A variável vendas, por outro lado não apresentou impacto significativo sobre o nível, mesmo tendo apresentado causalidade Granger com significância de 1%.

De maneira análoga, foi realizada a análise FRI contendo as variáveis salário, vendas, nível de emprego e ocupação da indústria de São Paulo. Foram utilizados 8 períodos (equivalente a 8 meses) como horizonte de previsão, 1999 interações (*bootstrap*), intervalo de confiança de 10% e a ordem Cholesky explicada anteriormente, salário, vendas, nível de emprego e ocupação industrial, conforme é apresentado na Figura 2.

Figura 2 - FRI das variáveis salário real, vendas reais, nível de emprego e ocupação da indústria de São Paulo.



(Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados IPEA/FIESP com uso do aplicativo GRETTL)

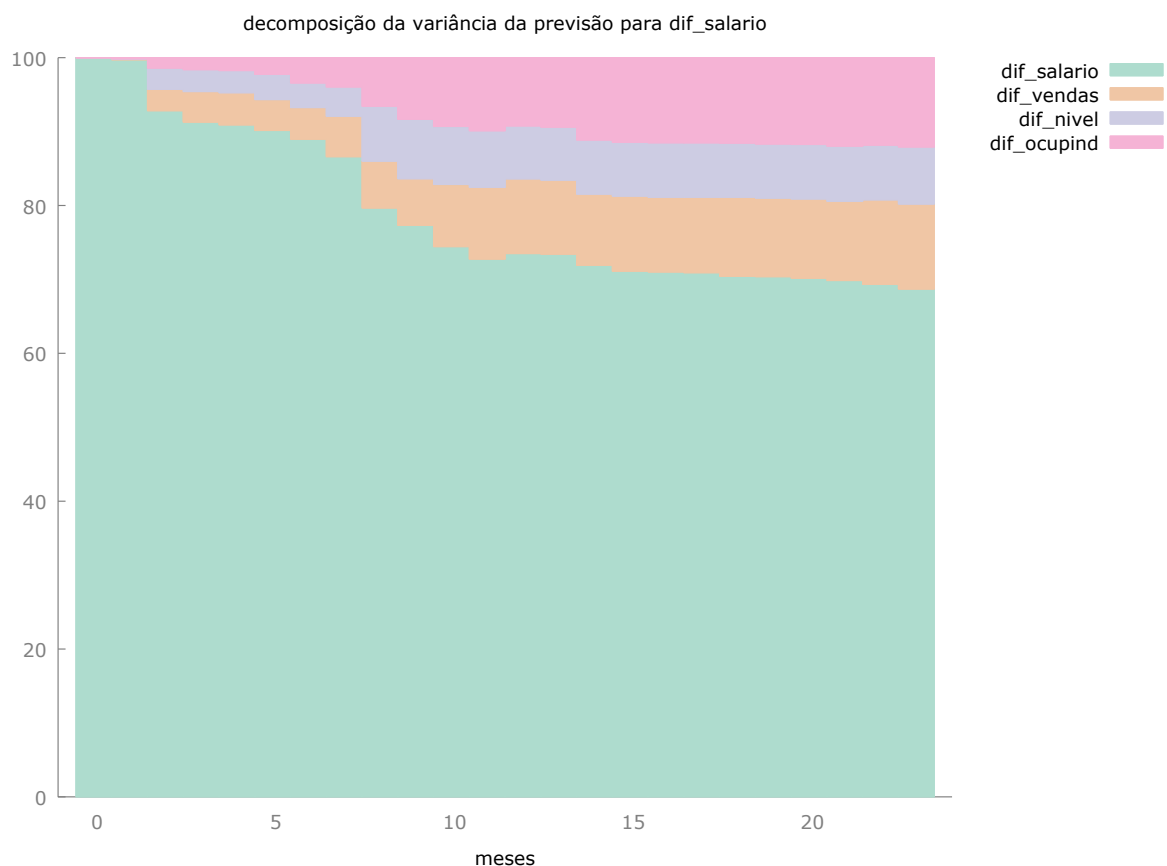
Apesar de nesse modelo, quase todas as variáveis causarem Granger umas às outras, tais correlações não são visíveis de forma contundente na Figura 2 da análise FRI. O que podemos considerar a “diagonal principal” dos gráficos, ou seja, impacto da variável sobre ela mesma, apresenta comportamento similar à análise FRI anterior da Figura 1. De uma maneira geral as variáveis não apresentam grandes impactos umas sobre as outras, o comportamento mais

aparente ocorre sobre a variável nível de emprego, onde o impacto das outras três variáveis tende a sustentar de forma positiva o nível de emprego por quase todo período analisado (8 meses). Também é visível que as variáveis nível e vendas causam na ocupação industrial um breve período de alta.

5. Análise de Decomposição da Variância

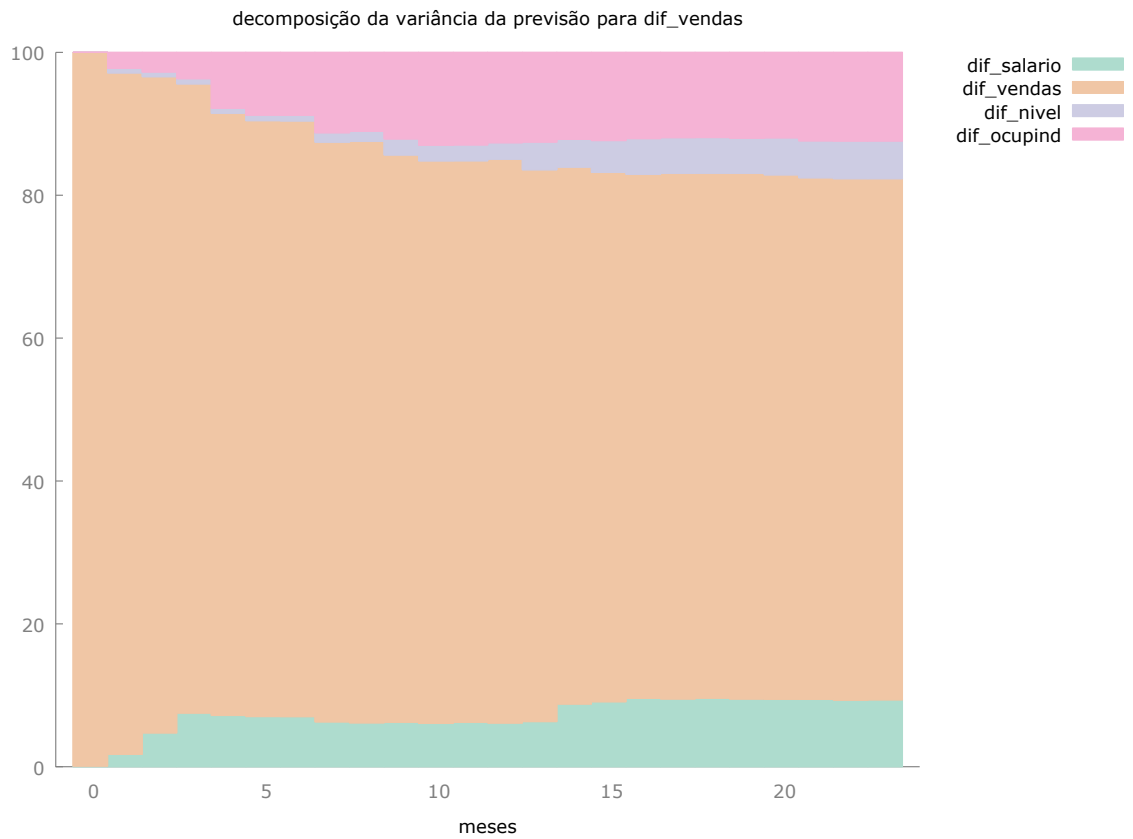
Devido ao fato de o modelo contendo a variável ocupação industrial ter apresentado melhores resultados, a Análise de Decomposição da Variância foi realizada apenas com esse modelo e com o mesmo critério Cholesky e período de previsão de 24 meses. Os resultados gráficos são apresentados nas Figuras 3, 4, 5 e 6.

Figura 3 - Decomposição da variância da variável salário real da indústria de São Paulo



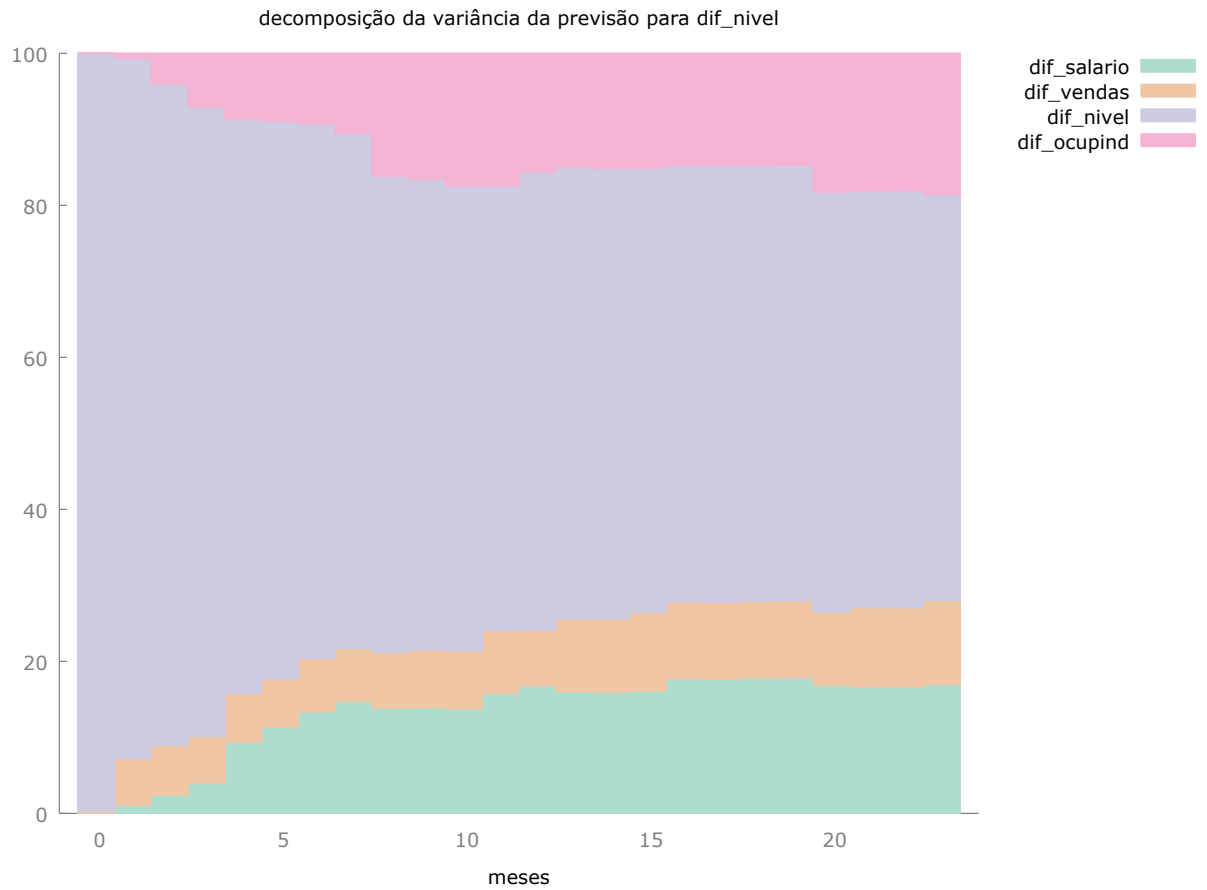
(Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados IPEA/FIESP com uso do aplicativo GRETLL)

Figura 4 - Decomposição da variância da variável vendas da indústria de São Paulo

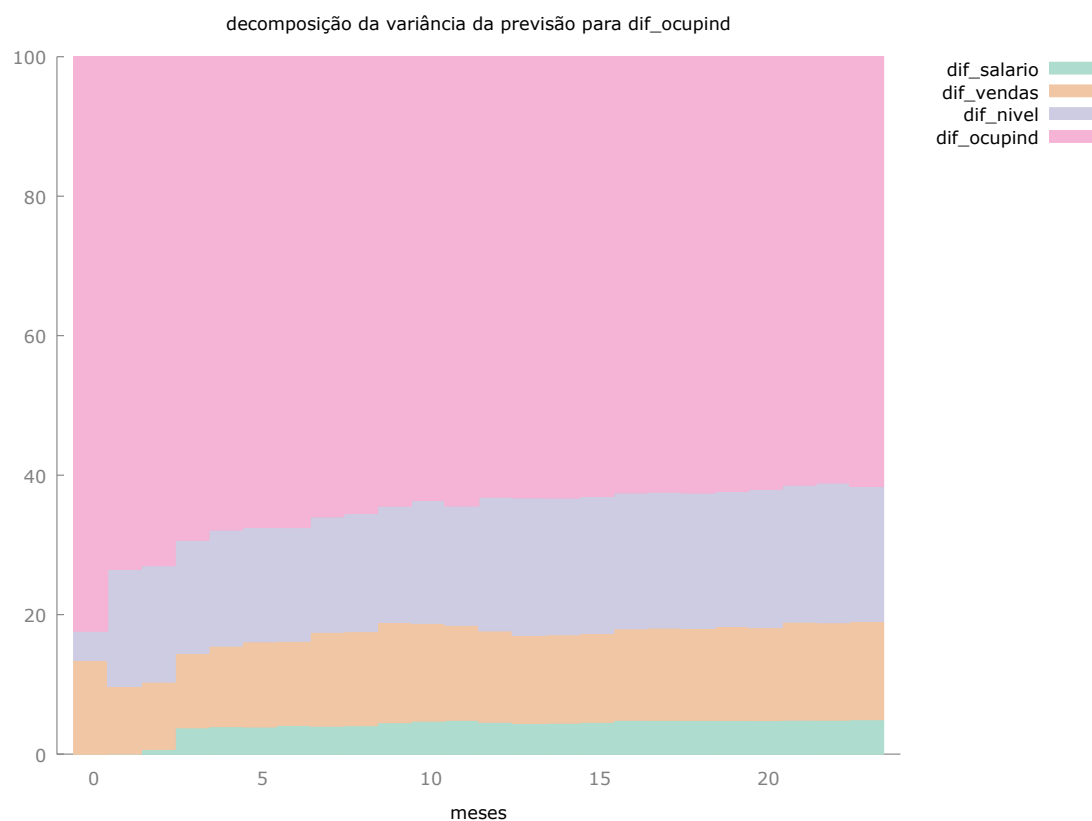


(Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados IPEA/FIESP com uso do aplicativo GRETL)

Figura 5 - Decomposição da variância da variável nível de emprego da indústria de São Paulo.



(Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados IPEA/FIESP com uso do aplicativo GRETTL)

Figura 6 - Decomposição da variância da variável ocupação industrial de São Paulo.

(Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados IPEA/FIESP com uso do aplicativo GRETTL)

A partir dos dados numéricos que deram origem às decomposições da variância das Figuras 3 a 6, foi confeccionada a tabela 16 que apresenta os valores percentuais da explicação de cada variável sobre a outra após os 24 períodos analisados, ou seja, após uma certa estacionariedade.

Tabela 16 - Decomposição da variância das variáveis.

Variáveis	Salário Real	Vendas Reais	Nível de emprego	Ocupação industrial	Total
Salário Real (Figura 3)	68	12	8	12	100
Vendas Reais (Figura 4)	9	73	5	13	100
Nível de emprego (Figura 5)	17	11	53	19	100
Ocupação industrial (Figura 6)	5	14	19	62	100

(Fonte: Resultados obtidos a partir de modelos do aplicativo GRETTL.)

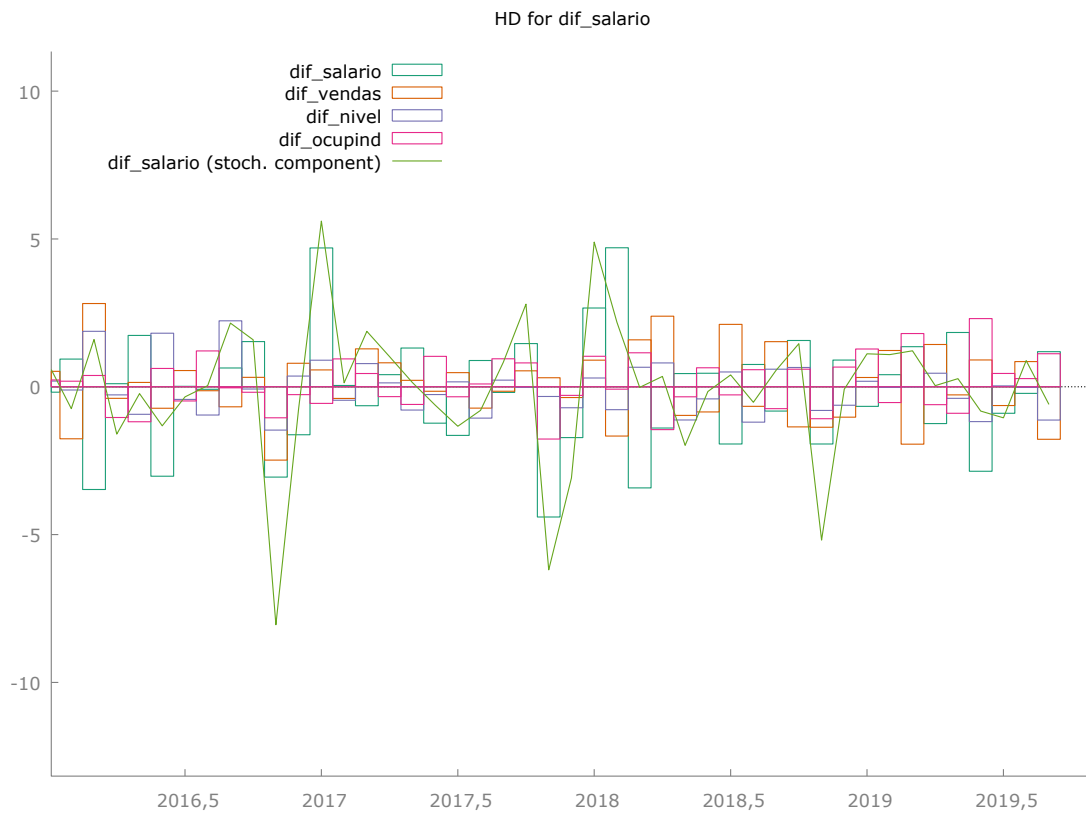
A análise da decomposição da variância apresentada nas Tabela 16, corrobora com as avaliações realizadas e demonstram a inércia das variáveis escolhidas, de tal forma que a própria variável possui maior influência sobre seu comportamento futuro. Todas as variáveis demonstram esse comportamento, sendo que após o mês 10 aproximadamente, quando há maior estabilização, os próprios choques da variável afetam a variância das mesmas.

Para o caso das variáveis salário e vendas, suas variações explicam cerca de 70% de sua própria variância, sendo os 30% restantes explicado pelas outras. Para a variável nível de emprego, ocorre o mesmo em menor grau, ou seja, os choques de nível de emprego explicam cerca de 53% de sua própria variância, ao passo que para a variável ocupação industrial o valor fica em 62%. De acordo com este teste, a variável ocupação industrial foi de fato a segunda com maior peso explicativo sobre todas as outras variáveis, corroborando com os testes de causalidade Granger que apresentaram que as defasagens da mesma tem efeito sobre todas as outras ao nível de 1 ou 5%. A variável nível também apresentou causalidade Granger sobre as outras, com nível de significância de 1% sobre a ocupação industrial, refletindo em 19% para explicar essa variável.

6. Análise de Decomposição Histórica de Choques

A análise de decomposição histórica de choques apresenta o quanto as variáveis do modelo VAR afetaram umas às outras ao longo de todo período estudado. De maneira análoga ao que foi feito anteriormente, os resultados da decomposição histórica do modelo são apresentados integralmente no Apêndice J. A Figura 7, apresenta a decomposição histórica da primeira diferença do salário para o período mais recente, de forma a evidenciar a boa aderência do modelo ao valor real e a tendência de que a própria variável é a maior responsável por sua variação.

Figura 7 - Decomposição Histórica da variável salário real da indústria de São Paulo no período de 2016 a 2019.



(Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados IPEA/FIESP com uso do aplicativo GRETTL)

A Tabela 17 apresenta a média ao longo de todo período analisado (2005 a 2019), do impacto das variáveis (inclusive ela mesma) no salário Real da Indústria de SP.

Tabela 17 - Média das componentes da decomposição histórica de choques para o Salário Real da Indústria de SP

	Parcelas das variáveis componentes			
	Salário Real	Vendas Reais	Nível de Emprego	Ocupação industrial
Média de 2005 a 2019	0,37836	0,21846	0,19851	0,20467

(Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados IPEA/FIESP com uso do aplicativo GRETTL)

A componente salário foi, na média de todos os períodos, responsável por 37,836% da componente estocástica, vendas foi responsável por 21,846%, nível de emprego por 19,851%

e ocupação industrial por 20,467%. O teste de causalidade Granger inicialmente já indicava que a própria variável é a maior responsável para previsão/definição de seu valor futuro, fato este que foi corroborado também por esse teste. A FRI e a decomposição das variâncias reiteraram a força que as próprias variáveis exercem sobre si mesmas, e a decomposição histórica seguiu no mesmo sentido, porém com menor intensidade.

CAPÍTULO 4

Conclusão

O trabalho fez uma análise com alguns dos principais dados disponíveis da indústria de São Paulo: salário, vendas, nível de emprego e ocupação industrial, sendo o salário considerado a variável mais importante e, portanto, a dependente, as demais foram utilizadas como explicativas, com o objetivo de verificar empiricamente se elas afetam umas às outras.

As dificuldades iniciais encontradas com as variáveis se deram em torno da forte sazonalidade das séries utilizadas, apresentando auto correlação dos resíduos para baixas ordens de defasagem e para defasagens em torno de 12, porém, a análise de raízes demonstrou que apenas a primeira diferença aplicada às variáveis já seria o suficiente para elaboração dos modelos.

Os resultados mais relevantes se apresentaram na análise com VAR, seja com três variáveis (sem a ocupação industrial) ou com as quatro, os resultados mostraram algo que já se presumia, que é a alta inércia das variáveis analisadas. As variáveis escolhidas são do tipo que dependem de mudanças estruturais consideráveis para ter grandes tendências, positivas ou negativas, promovidas por políticas internas ou por cenários macroeconômicos externos, algo que ocorreu ao longo dos quase 15 anos (dados de 2005 a 2019).

As análises de Granger mostraram que a introdução da variável ocupação industrial apresentou melhores resultados, sem ela apenas salário causava Granger salário, porém, após a introdução ocorreu que vendas, nível e ocupação industrial causam Granger salário com 1 ou 5% de significância, assim como ela mesma. Com este resultado conclui-se que salário é estatisticamente afetado pelas variáveis escolhidas, ficando evidente que o modelo escolhido foi bom o suficiente para apresentar as implicações entre as variáveis escolhidas.

A análise FRI não apresentou resultados consideráveis além de corroborar a forte inércia das variáveis. A análise de decomposição da variância por sua vez apresentou resultados robustos e que corroboraram com a causalidade Granger, também mostrando que a própria variável é responsável pela definição de seu próprio valor futuro, e o mesmo resultado foi consolidado pela análise de decomposição histórica de choques. Esta alta inércia dos índices é esperada pelo fato de a indústria ser, em sua maioria, muito dependente de diversos fatores: planejamento e capital intensivo para sua instalação e manutenção, outras indústrias correlatas, seja como fornecedores ou clientes, infraestrutura de energia e transporte, matérias primas, vendas contínuas por meio de contratos longos, necessidade de mão de obra mais especializada, entre outros, o que torna implantação e permanência da indústria mais duradoura e menos volátil que outros setores (em contraponto ao comércio varejista, por exemplo), refletindo-se nos índices relacionados.

Porém, há alguns fatores importantes que podem influenciar de modo significativo no salário industrial e que ainda não foram comentados até o momento. O capital humano e a produtividade que, de acordo com teorias microeconômicas, são os responsáveis pelo valor do salário, mas cuja medição é relativamente difícil. Por fim, os sindicatos industriais que são historicamente mais fortes e organizados do que os de outras áreas, em princípio teriam maior força para exercer o poder de barganha por melhores salários.

Enfim, a econometria permite elucidar e comparar os dados existentes, mas a matemática e estatística são rígidas e limitadas, a realidade é mais complexa do que um conjunto de variáveis equacionadas. Existem muitos fatores que podem determinar o futuro de uma variável como salário da indústria, muitas vezes fatores externos, sociais e subjetivos como relacionamentos, interpretações jurídicas, confiança, expectativas e percepções dos agentes envolvidos, que muitas vezes nada mais são do que um reflexo das condições atuais impossíveis de serem transformadas em dados.

Conclui-se que foi apresentado um modelo razoável para explicar o salário da indústria de São Paulo assim como analisar a relação do mesmo com as demais variáveis em questão. Trata-se de um bom estudo inicial que pode se aprofundar com a introdução de novas variáveis. Outra possibilidade de estudo, talvez até melhor do que a realizada, seria a utilização da variável vendas como dependente e demais como explicativas, introduzir variáveis como consumo interno, expectativas dos consumidores e dos empresários, eventualmente uma *proxi* de produtividade como sendo a relação de vendas e nível de emprego, com o objetivo de prever o futuro de curto prazo da indústria de São Paulo. Finalmente, uma outra possibilidade seria estudo análogo com a indústria do Brasil ou de outras regiões para verificar se especificidades regionais alteram o resultado.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARBACHE, J. S., DE NEGRI, J., A., (2004). **Filiação industrial e diferencial de salários no Brasil**. RBE Rio de Janeiro 58(2):159-184 ABR/JUN 2004.

DOMINGUES, E. P., SOUZA, K. B., CARDOSO, D. F., CARVALHO, T. S., SANTIAGO, F. S., MAGALHÃES, A. S., BETARELLI JÚNIOR, A. A., **A dinâmica do emprego na indústria brasileira: comportamento recente (2006-2010) e o efeito de restrições de mão de obra especializada**. Estud. Econ., São Paulo, vol.46, n.3, p.539-578, jul.-set. 2016.

DICKEY, D. A., FULLER, W. A., **Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root**. Journal of the American Statistical Association, 74, p. 427–431. 1979.

DICKEY, D. A., FULLER, W. A., **Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root**. Econometrica, 49, p. 1057-1072. 1981.

ENDERS, W., **Applied Econometric Time Series**, Fourth Edition, Ed. Wiley. 2014.

ELLIOT, G., ROTHEMBERG, T., STOCK, J., **Efficient tests for an autoregressive unit root**, Econometrica, 64, p. 813-836. 1996.

FELIPE, J. MEHTA, A., **Deindustrialization? A Global Perspective**, Economic Letters, Volume 149, p. 148-151, 2016.

FLIGENSPAN, F.B., **A indústria brasileira no período 2007-2014: perdas e ganhos num ambiente de baixo crescimento**. Economia e Sociedade, Campinas, v. 28, n. 2 (66), p. 421-448, maio-agosto 2019. Disponível em <https://doi.org/10.1590/1982-3533.2019v28n2art06> acesso em 11/05/2022.

FONSECA, P. C. D., AREND, M., GUERRERO, G. A., **Política econômica, instituições e classes sociais: os governos do Partido dos Trabalhadores no Brasil.** Economia e Sociedade, Campinas, v. 29, n. 3 (70), p. 779-809, setembro-dezembro 2020.

GALINARI, R., CROCCO, M. A., LEMOS M. B., BASQUES, M. F. D., **O efeito das economias de aglomeração sobre os salários industriais: uma aplicação ao caso brasileiro.** R. Econ. contemp., Rio de Janeiro, v. 11, n. 3, p. 391-420, set./dez. 2007.

GENTIL, D., HERMANN, J., **A política fiscal do primeiro governo Dilma Rousseff: ortodoxia e retrocesso.** Economia e Sociedade, Campinas, v. 26, n. 3 (61), p. 793-816, dez. 2017.

GRANDI, G., SAES, A. M., **Ciclo de investimento e indústria no Brasil (1974-2015): da industrialização por substituição de importações à desindustrialização da economia brasileira.** Anuario Centro de Estudios Económicos de la Empresa y el Desarrollo N° 15 - Año 13 - Junho-Novembro 2021.

GRANDI, G., **Revisitando o Tema da Inflação Inercial no Brasil dos Anos 1980.** Publicado em 2021. Disponível em <https://downloads.fipe.org.br/publicacoes/bif/bif490-37-46.pdf>.

KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., SCHMIDT, P., SHIN, Y., **Testing the null of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?** Journal of Econometrics, 54, p. 159–178. 1992.

NETTO, C. R. S., CURADO, M. L., **Produtividade do trabalho: salario a reais e desemprego nos anos 1990.** Publicado em 2006. Disponível em <https://doi.org/10.1590/S1415-98482005000300002> acesso em 11/05/2022.

ORELLANO, V., MATTOS, E., PAZELLO, E., **A substituição de trabalhadores como instrumento para redução de gastos com salários: evidências para a indústria paulista.** Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro v. 63 n. 2 / p. 135–152 Abr-Jun. 2009.

OREIRO, J. L., FEIJÓ, C. A., **Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro**. Revista de Economia Política, vol 30, nº 2 (118), pp 219-232, abril-junho/2010.

PEREIRA, W. M., CÁRIO, S.A.F., **Indústria, Desenvolvimento Econômico E Desindustrialização: Sistematizando O Debate No Brasil**. 2017. *Economia E Desenvolvimento*, 29(1). Disponível em <https://doi.org/10.5902/1414650924690> acesso em 11/05/2022.

PERRON, P., QU, Z., **A simple modification to improve the finite sample properties of Ng and Perron's unit root tests**. Economics Letters, 94, p. 12–19. 2007.

RIBEIRO, M. R. P., SERENO, L. G. F., **Política salarial e desenvolvimentismo: uma análise dos impactos nos salários da indústria e no conflito distributivo**. Economia Ensaios v. 33 (2019): Número Especial - III Encontro Nacional de Economia Industrial e Inovação, 2019.

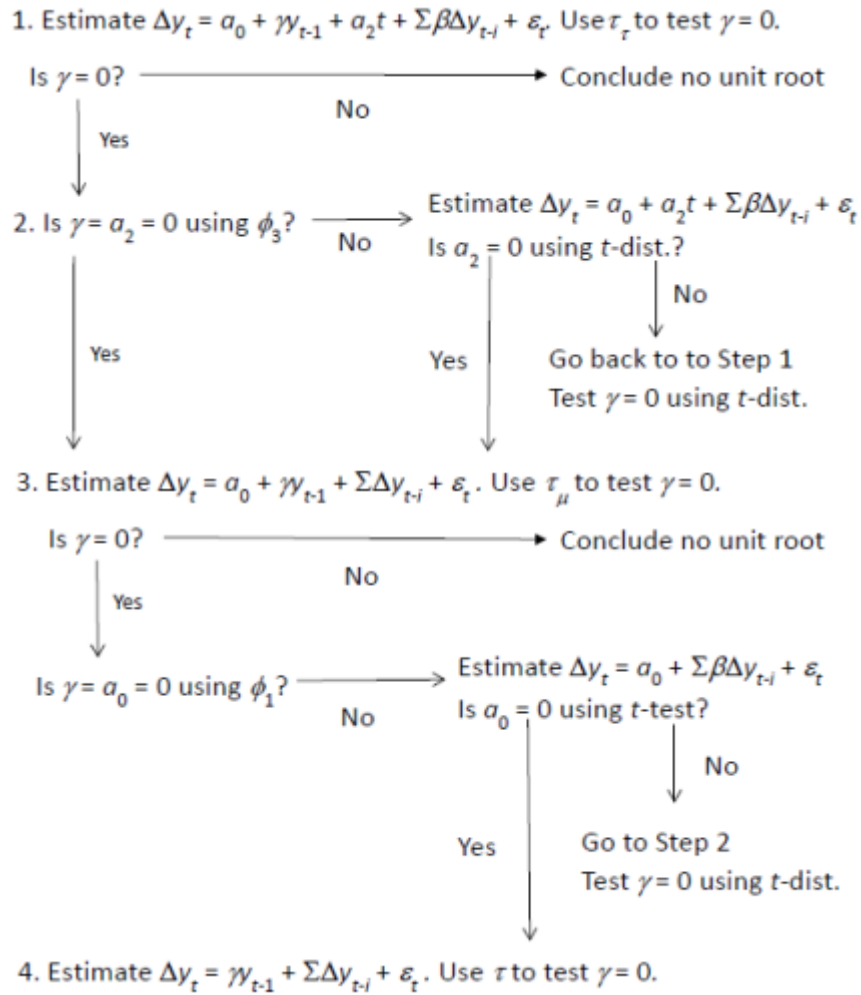
RIBEIRO, L. (2018). **Indústria de transformação brasileira: uma análise do índice de expectativas dos empresários industriais, investimento privado e emprego (2003-2017)**. Dissertação de mestrado - Universidade Estadual do Oeste do Paraná.

SILVA, F.C.M., FEIJÓ, C., MODENESI, A.M. (2018). **Dinâmica inflacionária da indústria brasileira: uma abordagem setorial (1999-2014)**. Revista de Economia Política, vol. 38, nº 4 (153), pp. 690-707, outubro-dezembro/2018.

SOARES, C., MUTTER, A., OREIRO, J. L., **Uma análise empírica dos determinantes da desindustrialização no caso brasileiro (1996-2008)**, *Working papers* - Textos para Discussão do Departamento de Economia da Universidade de Brasília 361, Departamento de Economia da Universidade de Brasília. 2011.

Anexo A

Figura A.1: Algoritmo de Enders para teste de raiz unitária.



Anexo B

Tabela B.1: Distribuição de τ de Dickey-Fuller.

Table A *Empirical Cumulative Distribution of τ*

	Significance level			
	0.01	0.025	0.05	0.10
The τ statistic: No Constant or Time Trend ($a_0 = a_2 = 0$)				
<i>Sample Size T</i>				
25	-2.65	-2.26	-1.95	-1.60
50	-2.62	-2.25	-1.95	-1.61
100	-2.60	-2.24	-1.95	-1.61
250	-2.58	-2.24	-1.95	-1.62
300	-2.58	-2.23	-1.95	-1.62
∞	-2.58	-2.23	-1.95	-1.62
The τ_μ statistic: Constant but No Time Trend ($a_1 = 0$)				
25	-3.75	-3.33	-2.99	-2.62
50	-3.59	-3.22	-2.93	-2.60
100	-3.50	-3.17	-2.90	-2.59
250	-3.45	-3.14	-2.88	-2.58
500	-3.44	-3.13	-2.87	-2.57
∞	-3.42	-3.12	-2.86	-2.57
The τ_τ statistic: Constant + Time Trend				
25	-4.38	-3.95	-3.60	-3.24
50	-4.15	-3.80	-3.50	-3.18
100	-4.05	-3.73	-3.45	-3.15
250	-3.99	-3.69	-3.43	-3.13
500	-3.97	-3.67	-3.42	-3.13
∞	-3.96	-3.67	-3.41	-3.12

The table is reproduced from Fuller (1996).

Tabela B.2: Distribuição de ϕ de Dickey-Fuller.*Table B Empirical Distribution of Φ*

<i>Significance level</i>	0.10	0.05	0.025	0.01
<i>Sample size T</i>				
	Φ_1			
25	4.12	5.18	6.30	7.88
50	3.94	4.86	5.80	7.06
100	3.86	4.71	5.57	6.70
250	3.81	4.63	5.45	6.52
500	3.79	4.61	5.41	6.47
∞	3.78	4.59	5.38	6.43
	Φ_2			
25	4.67	5.68	6.75	8.21
50	4.31	5.13	5.94	7.02
100	4.16	4.88	5.59	6.50
250	4.07	4.75	5.40	6.22
500	4.05	4.71	5.35	6.15
∞	4.03	4.68	5.31	6.09
	Φ_3			
25	5.91	7.24	8.65	10.61
50	5.61	6.73	7.81	9.31
100	5.47	6.49	7.44	8.73
250	5.39	6.34	7.25	8.43
500	5.36	6.30	7.20	8.34
∞	5.34	6.25	7.16	8.27

Apêndice A

Resultados do aplicativo GRETl para o teste de Raiz Unitária da variável Salário Real da Indústria de SP (em nível).

Teste ADF com constante e tendência para variável salário real da indústria paulista em nível

Tabela A.1: Resultado completo do aplicativo GRETl do teste de Dickey-Fuller de raiz unitária para variável salário real da indústria de São Paulo.

k = 24: BIC = 720,806
 k = 23: BIC = 750,136
 k = 22: BIC = 746,912
 k = 21: BIC = 745,766
 k = 20: BIC = 740,856
 k = 19: BIC = 737,515
 k = 18: BIC = 739,439
 k = 17: BIC = 739,572
 k = 16: BIC = 737,966
 k = 15: BIC = 733,172
 k = 14: BIC = 728,415
 k = 13: BIC = 724,636
 k = 12: BIC = 723,855
 k = 11: BIC = 808,671
 k = 10: BIC = 804,779
 k = 9: BIC = 825,293
 k = 8: BIC = 820,960
 k = 7: BIC = 818,315
 k = 6: BIC = 817,082
 k = 5: BIC = 813,346
 k = 4: BIC = 808,777
 k = 3: BIC = 812,101
 k = 2: BIC = 810,586
 k = 1: BIC = 812,210
 k = 0: BIC = 807,549

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para ori_salario
 testar para baixo a partir de 24 defasagens, critério BIC
 tamanho da amostra: 153
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

com constante e tendência
 incluindo 24 defasagens de $(1-L)\text{ori_salario}$
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0292624
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -1,68237$
 p-valor assintótico 0,7593
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,019
 diferenças defasadas: $F(24, 126) = 15,124 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2007:02-2019:10 (T = 153)
 Variável dependente: d_ori_salario

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	3,63261	2,10178	1,728	0,0864	*
ori_salario_1	-0,0292624	0,0173936	-1,682	0,7593	
d_ori_salario_1	-0,0245866	0,0663343	-0,3706	0,7115	
d_ori_salario_2	-0,00778164	0,0587535	-0,1324	0,8948	

d_ori_salario_3	0,00721527	0,0563563	0,1280	0,8983	
d_ori_salario_4	-0,0691271	0,0550169	-1,256	0,2113	
d_ori_salario_5	0,0971724	0,0553395	1,756	0,0815	*
d_ori_salario_6	-0,0288817	0,0552041	-0,5232	0,6018	
d_ori_salario_7	-0,00945964	0,0547429	-0,1728	0,8631	
d_ori_salario_8	-0,0823931	0,0543855	-1,515	0,1323	
d_ori_salario_9	0,0245003	0,0548864	0,4464	0,6561	
d_ori_salario_10	-0,0179709	0,0545196	-0,3296	0,7422	
d_ori_salario_11	0,115394	0,0541136	2,132	0,0349	**
d_ori_salario_12	0,359624	0,0524381	6,858	2,79e-010	***
d_ori_salario_13	0,0229118	0,0568852	0,4028	0,6878	
d_ori_salario_14	-0,108513	0,0551632	-1,967	0,0514	*
d_ori_salario_15	-0,0499062	0,0545852	-0,9143	0,3623	
d_ori_salario_16	-0,000561635	0,0546278	-0,01028	0,9918	
d_ori_salario_17	-0,0943202	0,0543401	-1,736	0,0851	*
d_ori_salario_18	-0,0737880	0,0549802	-1,342	0,1820	
d_ori_salario_19	0,0815299	0,0553737	1,472	0,1434	
d_ori_salario_20	-0,0317414	0,0555819	-0,5711	0,5690	
d_ori_salario_21	0,00908709	0,0554094	0,1640	0,8700	
d_ori_salario_22	-0,0734609	0,0549470	-1,337	0,1837	
d_ori_salario_23	0,0422892	0,0547034	0,7731	0,4409	
d_ori_salario_24	0,288992	0,0513076	5,633	1,10e-07	***
time	-0,00625167	0,00505402	-1,237	0,2184	

AIC: 638,985 BIC: 720,806 HQC: 672,222

Tabela A.2: Resultado completo do aplicativo GRETTL do modelo MQO para variável salário real da indústria de São Paulo.

Modelo 1: MQO, usando as observações 2007:01-2019:09 (T = 153)
Variável dependente: dif_salario

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	3,62636	2,09889	1,728	0,0865	*
time	-0,00625167	0,00505402	-1,237	0,2184	
ori_salario_1	-0,0292624	0,0173936	-1,682	0,0950	*
dif_salario_1	-0,0538490	0,0648683	-0,8301	0,4080	
dif_salario_2	-0,00778164	0,0587535	-0,1324	0,8948	
dif_salario_3	0,00721527	0,0563563	0,1280	0,8983	
dif_salario_4	-0,0691271	0,0550169	-1,256	0,2113	
dif_salario_5	0,0971724	0,0553395	1,756	0,0815	*
dif_salario_6	-0,0288817	0,0552041	-0,5232	0,6018	
dif_salario_7	-0,00945964	0,0547429	-0,1728	0,8631	
dif_salario_8	-0,0823931	0,0543855	-1,515	0,1323	
dif_salario_9	0,0245003	0,0548864	0,4464	0,6561	
dif_salario_10	-0,0179709	0,0545196	-0,3296	0,7422	
dif_salario_11	0,115394	0,0541136	2,132	0,0349	**
dif_salario_12	0,359624	0,0524381	6,858	<0,0001	***
dif_salario_13	0,0229118	0,0568852	0,4028	0,6878	
dif_salario_14	-0,108513	0,0551632	-1,967	0,0514	*
dif_salario_15	-0,0499062	0,0545852	-0,9143	0,3623	
dif_salario_16	-0,000561635	0,0546278	-0,01028	0,9918	
dif_salario_17	-0,0943202	0,0543401	-1,736	0,0851	*
dif_salario_18	-0,0737880	0,0549802	-1,342	0,1820	
dif_salario_19	0,0815299	0,0553737	1,472	0,1434	

dif_salario_20	-0,0317414	0,0555819	-0,5711	0,5690	
dif_salario_21	0,00908709	0,0554094	0,1640	0,8700	
dif_salario_22	-0,0734609	0,0549470	-1,337	0,1837	
dif_salario_23	0,0422892	0,0547034	0,7731	0,4409	
dif_salario_24	0,288992	0,0513076	5,633	<0,0001	***
Média var. dependente	-0,073601	D.P. var. dependente		3,316912	
Soma resíd. quadrados	409,9313	E.P. da regressão		1,803725	
R-quadrado	0,754868	R-quadrado ajustado		0,704285	
F(26, 126)	14,92343	P-valor(F)		3,24e-27	
Log da verossimilhança	-292,4923	Critério de Akaike		638,9846	
Critério de Schwarz	720,8064	Critério Hannan-Quinn		672,2220	
rô	-0,019483	h de Durbin		-0,403793	

Tabela A.3: Resultado completo do aplicativo GRETl do modelo MQO para variável salário real da indústria de São Paulo.

Teste no Modelo 2

Hipótese nula: os parâmetros de regressão para as variáveis valem zero.
time, ori_salario_1

Estatística de teste: $F(2, 126) = 1,62913$, p-valor 0,200204

A exclusão de variáveis melhorou 3 de 3 critérios de informação.

Modelo 2: MQO, usando as observações 2007:01-2019:09 (T = 153)
Variável dependente: dif_salario

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,113485	0,148980	-0,7617	0,4476	
dif_salario_1	-0,0436521	0,0646778	-0,6749	0,5009	
dif_salario_2	-0,0172723	0,0574369	-0,3007	0,7641	
dif_salario_3	0,00237752	0,0554117	0,04291	0,9658	
dif_salario_4	-0,0706986	0,0541520	-1,306	0,1940	
dif_salario_5	0,0982042	0,0544379	1,804	0,0736	*
dif_salario_6	-0,0273814	0,0541425	-0,5057	0,6139	
dif_salario_7	-0,00835086	0,0538193	-0,1552	0,8769	
dif_salario_8	-0,0801531	0,0536316	-1,495	0,1375	
dif_salario_9	0,0287770	0,0541213	0,5317	0,5958	
dif_salario_10	-0,0124035	0,0537169	-0,2309	0,8178	
dif_salario_11	0,122750	0,0534375	2,297	0,0232	**
dif_salario_12	0,368340	0,0513177	7,178	<0,0001	***
dif_salario_13	0,0281161	0,0554498	0,5071	0,6130	
dif_salario_14	-0,108073	0,0535313	-2,019	0,0456	**
dif_salario_15	-0,0504068	0,0527734	-0,9552	0,3413	
dif_salario_16	-0,00101410	0,0524917	-0,01932	0,9846	
dif_salario_17	-0,0947499	0,0524744	-1,806	0,0733	*
dif_salario_18	-0,0726299	0,0530016	-1,370	0,1730	

dif_salario_19	0,0850190	0,0532128	1,598	0,1126	
dif_salario_20	-0,0279262	0,0530481	-0,5264	0,5995	
dif_salario_21	0,0126494	0,0529222	0,2390	0,8115	
dif_salario_22	-0,0694863	0,0528134	-1,316	0,1906	
dif_salario_23	0,0467797	0,0530511	0,8818	0,3795	
dif_salario_24	0,292734	0,0503148	5,818	<0,0001	***
Média var. dependente	-0,073601	D.P. var. dependente	3,316912		
Soma resíd. quadrados	420,5318	E.P. da regressão	1,812568		
R-quadrado	0,748529	R-quadrado ajustado	0,701379		
F(24, 128)	15,87523	P-valor(F)	9,18e-28		
Log da verossimilhança	-294,4454	Critério de Akaike	638,8908		
Critério de Schwarz	714,6517	Critério Hannan-Quinn	669,6661		
rô	-0,005893	h de Durbin	-0,121495		

Teste ADF com constante para variável salário real da indústria paulista em nível

Tabela A.4: Resultado completo do aplicativo GRETl do teste de Dickey-Fuller de raiz unitária para variável salário real da indústria de São Paulo com constante.

k = 24: BIC = 717,623
 k = 23: BIC = 750,208
 k = 22: BIC = 746,109
 k = 21: BIC = 743,749
 k = 20: BIC = 739,114
 k = 19: BIC = 735,175
 k = 18: BIC = 738,331
 k = 17: BIC = 737,440
 k = 16: BIC = 735,179
 k = 15: BIC = 730,579
 k = 14: BIC = 725,668
 k = 13: BIC = 721,523
 k = 12: BIC = 721,700
 k = 11: BIC = 815,465
 k = 10: BIC = 810,559
 k = 9: BIC = 826,142
 k = 8: BIC = 821,413
 k = 7: BIC = 818,062
 k = 6: BIC = 817,583
 k = 5: BIC = 813,408
 k = 4: BIC = 809,055
 k = 3: BIC = 811,822
 k = 2: BIC = 810,380
 k = 1: BIC = 812,614
 k = 0: BIC = 807,673

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para ori_salario
 testar para baixo a partir de 24 defasagens, critério BIC
 tamanho da amostra: 153
 hipótese nula de raiz unitária: a = 1

teste com constante
 incluindo 24 defasagens de (1-L)ori_salario
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de (a - 1): -0,021199
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,31186$
 p-valor assintótico 0,6264
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,022
 diferenças defasadas: F(24, 127) = 15,693 [0,0000]

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
MQO, usando as observações 2007:02-2019:10 (T = 153)
Variável dependente: d_ori_salario

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	2,14149	1,72532	1,241	0,2168	
ori_salario_1	-0,0211990	0,0161595	-1,312	0,6264	
d_ori_salario_1	-0,0226478	0,0664540	-0,3408	0,7338	
d_ori_salario_2	-0,000934860	0,0586141	-0,01595	0,9873	
d_ori_salario_3	0,0151466	0,0561071	0,2700	0,7876	
d_ori_salario_4	-0,0599061	0,0546232	-1,097	0,2748	
d_ori_salario_5	0,107829	0,0547788	1,968	0,0512	*
d_ori_salario_6	-0,0173693	0,0545274	-0,3185	0,7506	
d_ori_salario_7	0,00125641	0,0541657	0,02320	0,9815	
d_ori_salario_8	-0,0719838	0,0538425	-1,337	0,1836	
d_ori_salario_9	0,0357970	0,0542342	0,6600	0,5104	
d_ori_salario_10	-0,00610525	0,0537810	-0,1135	0,9098	
d_ori_salario_11	0,127100	0,0533907	2,381	0,0188	**
d_ori_salario_12	0,373526	0,0513263	7,277	3,12e-011	***
d_ori_salario_13	0,0375380	0,0557588	0,6732	0,5020	
d_ori_salario_14	-0,0954010	0,0542481	-1,759	0,0811	*
d_ori_salario_15	-0,0367322	0,0536478	-0,6847	0,4948	
d_ori_salario_16	0,0136278	0,0535212	0,2546	0,7994	
d_ori_salario_17	-0,0809782	0,0533699	-1,517	0,1317	
d_ori_salario_18	-0,0592710	0,0538250	-1,101	0,2729	
d_ori_salario_19	0,0976515	0,0539303	1,811	0,0726	*
d_ori_salario_20	-0,0143939	0,0538957	-0,2671	0,7898	
d_ori_salario_21	0,0261753	0,0537715	0,4868	0,6272	
d_ori_salario_22	-0,0572873	0,0534800	-1,071	0,2861	
d_ori_salario_23	0,0571141	0,0534856	1,068	0,2876	
d_ori_salario_24	0,300669	0,0505370	5,949	2,45e-08	***

AIC: 638,831 BIC: 717,623 HQC: 670,838

Tabela A.5: Resultado completo do aplicativo GRETL do modelo MQO para variável salário real da indústria de São Paulo.

Modelo 3: MQO, usando as observações 2007:01-2019:09 (T = 153)
Variável dependente: dif_salario

	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	2,14149	1,72532	1,241	0,2168	
ori_salario_1	-0,0211990	0,0161595	-1,312	0,1919	
dif_salario_1	-0,0438468	0,0644965	-0,6798	0,4978	
dif_salario_2	-0,000934860	0,0586141	-0,01595	0,9873	
dif_salario_3	0,0151466	0,0561071	0,2700	0,7876	
dif_salario_4	-0,0599061	0,0546232	-1,097	0,2748	
dif_salario_5	0,107829	0,0547788	1,968	0,0512	*
dif_salario_6	-0,0173693	0,0545274	-0,3185	0,7506	
dif_salario_7	0,00125641	0,0541657	0,02320	0,9815	
dif_salario_8	-0,0719838	0,0538425	-1,337	0,1836	
dif_salario_9	0,0357970	0,0542342	0,6600	0,5104	
dif_salario_10	-0,00610525	0,0537810	-0,1135	0,9098	
dif_salario_11	0,127100	0,0533907	2,381	0,0188	**
dif_salario_12	0,373526	0,0513263	7,277	<0,0001	***

dif_salario_13	0,0375380	0,0557588	0,6732	0,5020	
dif_salario_14	-0,0954010	0,0542481	-1,759	0,0811	*
dif_salario_15	-0,0367322	0,0536478	-0,6847	0,4948	
dif_salario_16	0,0136278	0,0535212	0,2546	0,7994	
dif_salario_17	-0,0809782	0,0533699	-1,517	0,1317	
dif_salario_18	-0,0592710	0,0538250	-1,101	0,2729	
dif_salario_19	0,0976515	0,0539303	1,811	0,0726	*
dif_salario_20	-0,0143939	0,0538957	-0,2671	0,7898	
dif_salario_21	0,0261753	0,0537715	0,4868	0,6272	
dif_salario_22	-0,0572873	0,0534800	-1,071	0,2861	
dif_salario_23	0,0571141	0,0534856	1,068	0,2876	
dif_salario_24	0,300669	0,0505370	5,949	<0,0001	***
Média var. dependente	-0,073601	D.P. var. dependente	3,316912		
Soma resíd. quadrados	414,9093	E.P. da regressão	1,807485		
R-quadrado	0,751891	R-quadrado ajustado	0,703051		
F(25, 127)	15,39490	P-valor(F)	1,66e-27		
Log da verossimilhança	-293,4157	Critério de Akaike	638,8314		
Critério de Schwarz	717,6228	Critério Hannan-Quinn	670,8377		
rô	-0,022468	h de Durbin	-0,460929		

Tabela A.6: Resultado completo do aplicativo GRETl do modelo MQO para variável salário real da indústria de São Paulo.

Teste no Modelo 3

Hipótese nula: os parâmetros de regressão para as variáveis valem zero.

const, ori_salario_1

Estatística de teste: $F(2, 127) = 1,15225$, p-valor 0,319206

A exclusão de variáveis melhorou 3 de 3 critérios de informação.

Modelo 3: MQO, usando as observações 2007:01-2019:09 (T = 153)

Variável dependente: dif_salario

	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
dif_salario_1	-0,0371518	0,0640079	-0,5804	0,5626	
dif_salario_2	-0,0126993	0,0570293	-0,2227	0,8241	
dif_salario_3	0,00618887	0,0550955	0,1123	0,9107	
dif_salario_4	-0,0675442	0,0539055	-1,253	0,2125	
dif_salario_5	0,101522	0,0541750	1,874	0,0632	*
dif_salario_6	-0,0251276	0,0539735	-0,4656	0,6423	
dif_salario_7	-0,00539676	0,0535920	-0,1007	0,9199	
dif_salario_8	-0,0772796	0,0534116	-1,447	0,1504	
dif_salario_9	0,0316910	0,0538980	0,5880	0,5576	
dif_salario_10	-0,0100276	0,0535390	-0,1873	0,8517	
dif_salario_11	0,124873	0,0532779	2,344	0,0206	**
dif_salario_12	0,368483	0,0512338	7,192	<0,0001	***

dif_salario_13	0,0246873	0,0551768	0,4474	0,6553	
dif_salario_14	-0,110894	0,0533161	-2,080	0,0395	**
dif_salario_15	-0,0520539	0,0526432	-0,9888	0,3246	
dif_salario_16	-0,00240667	0,0523745	-0,04595	0,9634	
dif_salario_17	-0,0961462	0,0523570	-1,836	0,0686	*
dif_salario_18	-0,0735439	0,0529017	-1,390	0,1669	
dif_salario_19	0,0840827	0,0531120	1,583	0,1158	
dif_salario_20	-0,0297328	0,0529087	-0,5620	0,5751	
dif_salario_21	0,0116620	0,0528201	0,2208	0,8256	
dif_salario_22	-0,0706745	0,0527044	-1,341	0,1823	
dif_salario_23	0,0460869	0,0529569	0,8703	0,3858	
dif_salario_24	0,292551	0,0502323	5,824	<0,0001	***
Média var. dependente	-0,073601	D.P. var. dependente	3,316912		
Soma resíd. quadrados	422,4381	E.P. da regressão	1,809617		
R-quad. não-centrado	0,747514	R-quadrado centrado	0,747389		
F(24, 129)	15,91335	P-valor(F)	6,36e-28		
Log da verossimilhança	-294,7914	Critério de Akaike	637,5828		
Critério de Schwarz	710,3133	Critério Hannan-Quinn	667,1271		
rô	-0,007154	h de Durbin	-0,144857		

Teste ADF sem constante e sem tendência para variável salário real da Indústria paulista em nível

Tabela A.7: Resultado completo do aplicativo GRETl do teste de Dickey-Fuller de raiz unitária para variável salário real da indústria de São Paulo sem constante e sem tendência.

k = 24: BIC = 714,437
 k = 23: BIC = 745,450
 k = 22: BIC = 741,479
 k = 21: BIC = 739,424
 k = 20: BIC = 734,665
 k = 19: BIC = 730,921
 k = 18: BIC = 733,593
 k = 17: BIC = 733,040
 k = 16: BIC = 731,174
 k = 15: BIC = 726,416
 k = 14: BIC = 721,601
 k = 13: BIC = 717,677
 k = 12: BIC = 717,484
 k = 11: BIC = 810,523
 k = 10: BIC = 805,592
 k = 9: BIC = 821,271
 k = 8: BIC = 816,617
 k = 7: BIC = 813,472
 k = 6: BIC = 812,699
 k = 5: BIC = 808,629
 k = 4: BIC = 804,181
 k = 3: BIC = 807,411
 k = 2: BIC = 806,532
 k = 1: BIC = 810,040
 k = 0: BIC = 805,011

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para ori_salario

testar para baixo a partir de 24 defasagens, critério BIC
 tamanho da amostra: 153
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante
 incluindo 24 defasagens de $(1-L)\text{ori_salario}$
 modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,00121614
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -0,872169$
 p-valor assintótico 0,3384
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,007
 diferenças defasadas: $F(24, 128) = 15,889 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2007:02-2019:10 (T = 153)
 Variável dependente: d_ori_salario

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
ori_salario_1	-0,00121614	0,00139438	-0,8722	0,3384	
d_ori_salario_1	-0,0433566	0,0644612	-0,6726	0,5024	
d_ori_salario_2	-0,0169749	0,0572924	-0,2963	0,7675	
d_ori_salario_3	0,00257679	0,0553020	0,04659	0,9629	
d_ori_salario_4	-0,0705208	0,0540634	-1,304	0,1944	
d_ori_salario_5	0,0982921	0,0543517	1,808	0,0729	*
d_ori_salario_6	-0,0271224	0,0540720	-0,5016	0,6168	
d_ori_salario_7	-0,00821303	0,0537389	-0,1528	0,8788	
d_ori_salario_8	-0,0800864	0,0535580	-1,495	0,1373	
d_ori_salario_9	0,0287720	0,0540518	0,5323	0,5954	
d_ori_salario_10	-0,0123746	0,0536562	-0,2306	0,8180	
d_ori_salario_11	0,122703	0,0533854	2,298	0,0232	**
d_ori_salario_12	0,368617	0,0512817	7,188	4,85e-011	***
d_ori_salario_13	0,0291363	0,0554631	0,5253	0,6003	
d_ori_salario_14	-0,106951	0,0535568	-1,997	0,0479	**
d_ori_salario_15	-0,0493918	0,0527804	-0,9358	0,3511	
d_ori_salario_16	2,07144e-05	0,0524969	0,0003946	0,9997	
d_ori_salario_17	-0,0937645	0,0524768	-1,787	0,0763	*
d_ori_salario_18	-0,0717356	0,0529914	-1,354	0,1782	
d_ori_salario_19	0,0858747	0,0532010	1,614	0,1090	
d_ori_salario_20	-0,0268971	0,0530576	-0,5069	0,6131	
d_ori_salario_21	0,0135635	0,0529141	0,2563	0,7981	
d_ori_salario_22	-0,0686202	0,0528059	-1,299	0,1961	
d_ori_salario_23	0,0474695	0,0530298	0,8951	0,3724	
d_ori_salario_24	0,293215	0,0502847	5,831	4,24e-08	***

AIC: 638,676 BIC: 714,437 HQC: 669,452

Apêndice B

Resultados do aplicativo GRETl para o teste de Raiz Unitária da variável Primeira Diferença do Salário Real da Indústria de SP.

Teste ADF com constante e tendência para variável primeira diferença do salário real da indústria paulista

Tabela B.1: Resultado completo do aplicativo GRETl do teste de Dickey-Fuller de raiz unitária para variável primeira diferença do salário real da indústria de São Paulo com constante e com tendência.

k = 24: BIC = 715,609
 k = 23: BIC = 713,893
 k = 22: BIC = 742,891
 k = 21: BIC = 739,489
 k = 20: BIC = 738,860
 k = 19: BIC = 733,964
 k = 18: BIC = 731,285
 k = 17: BIC = 732,841
 k = 16: BIC = 733,011
 k = 15: BIC = 731,765
 k = 14: BIC = 726,935
 k = 13: BIC = 722,127
 k = 12: BIC = 718,118
 k = 11: BIC = 714,899
 k = 10: BIC = 792,207
 k = 9: BIC = 787,884
 k = 8: BIC = 810,739
 k = 7: BIC = 806,160
 k = 6: BIC = 805,317
 k = 5: BIC = 804,397
 k = 4: BIC = 801,781
 k = 3: BIC = 797,078
 k = 2: BIC = 802,636
 k = 1: BIC = 802,499
 k = 0: BIC = 809,550

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para dif_salario
 testar para baixo a partir de 24 defasagens, critério BIC
 tamanho da amostra: 153
 hipótese nula de raiz unitária: a = 1

com constante e tendência
 incluindo 23 defasagens de (1-L)dif_salario
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de (a - 1): -0,792829
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -1,81717$
 p-valor assintótico 0,6966
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,002
 diferenças defasadas: $F(23, 127) = 16,390 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2007:01-2019:09 (T = 153)
 Variável dependente: d_dif_salario

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	0,193992	0,496414	0,3908	0,6966

dif_salario_1	-0,792829	0,436299	-1,817	0,6966
d_dif_salario_1	-0,255690	0,417418	-0,6126	0,5413
d_dif_salario_2	-0,279366	0,402330	-0,6944	0,4887
d_dif_salario_3	-0,283258	0,390219	-0,7259	0,4692
d_dif_salario_4	-0,360491	0,379462	-0,9500	0,3439
d_dif_salario_5	-0,269306	0,369200	-0,7294	0,4671
d_dif_salario_6	-0,304199	0,358296	-0,8490	0,3975
d_dif_salario_7	-0,319595	0,348646	-0,9167	0,3611
d_dif_salario_8	-0,406375	0,340326	-1,194	0,2347
d_dif_salario_9	-0,384446	0,332359	-1,157	0,2496
d_dif_salario_10	-0,403841	0,324740	-1,244	0,2159
d_dif_salario_11	-0,287642	0,318659	-0,9027	0,3684
d_dif_salario_12	0,0729151	0,309408	0,2357	0,8141
d_dif_salario_13	0,0921032	0,293957	0,3133	0,7545
d_dif_salario_14	-0,0247611	0,277904	-0,08910	0,9291
d_dif_salario_15	-0,0841769	0,260599	-0,3230	0,7472
d_dif_salario_16	-0,0948783	0,240556	-0,3944	0,6939
d_dif_salario_17	-0,198738	0,221032	-0,8991	0,3703
d_dif_salario_18	-0,280976	0,199799	-1,406	0,1621
d_dif_salario_19	-0,206217	0,176091	-1,171	0,2438
d_dif_salario_20	-0,245172	0,147646	-1,661	0,0993 *
d_dif_salario_21	-0,243423	0,119145	-2,043	0,0431 **
d_dif_salario_22	-0,323114	0,0880492	-3,670	0,0004 ***
d_dif_salario_23	-0,285529	0,0516344	-5,530	1,75e-07 ***
time	-0,00306506	0,00471930	-0,6495	0,5172

AIC: 640,383 BIC: 719,175 HQC: 672,39

Tabela B.2: Resultado completo do aplicativo GRETTL do modelo MQO para variável primeira diferença do salário real da indústria de São Paulo.

Modelo 4: MQO, usando as observações 2007:02-2019:09 (T = 152)
Variável dependente: d_dif_salario

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,0242273	0,501880	-0,04827	0,9616	
dif_salario_1	-0,680305	0,440343	-1,545	0,1249	
time	-0,00117492	0,00475872	-0,2469	0,8054	
d_dif_salario_1	-0,370094	0,435910	-0,8490	0,3975	
d_dif_salario_2	-0,428055	0,417280	-1,026	0,3070	
d_dif_salario_3	-0,434620	0,402420	-1,080	0,2822	
d_dif_salario_4	-0,516597	0,390160	-1,324	0,1879	
d_dif_salario_5	-0,424920	0,379752	-1,119	0,2653	
d_dif_salario_6	-0,469242	0,368537	-1,273	0,2053	
d_dif_salario_7	-0,465924	0,357615	-1,303	0,1950	
d_dif_salario_8	-0,545007	0,348129	-1,566	0,1200	
d_dif_salario_9	-0,524718	0,340867	-1,539	0,1262	
d_dif_salario_10	-0,546131	0,332554	-1,642	0,1031	
d_dif_salario_11	-0,424610	0,325256	-1,305	0,1941	
d_dif_salario_12	-0,0937783	0,318092	-0,2948	0,7686	
d_dif_salario_13	-0,117219	0,307760	-0,3809	0,7039	
d_dif_salario_14	-0,221685	0,292470	-0,7580	0,4499	
d_dif_salario_15	-0,267895	0,276433	-0,9691	0,3344	
d_dif_salario_16	-0,279225	0,259290	-1,077	0,2836	
d_dif_salario_17	-0,372219	0,239542	-1,554	0,1227	
d_dif_salario_18	-0,450767	0,220650	-2,043	0,0432	**

d_dif_salario_19	-0,379419	0,200418	-1,893	0,0607	*
d_dif_salario_20	-0,426097	0,175807	-2,424	0,0168	**
d_dif_salario_21	-0,403868	0,147852	-2,732	0,0072	***
d_dif_salario_22	-0,472571	0,119985	-3,939	0,0001	***
d_dif_salario_23	-0,416618	0,0920212	-4,527	<0,0001	***
d_dif_salario_24	-0,0945873	0,0570377	-1,658	0,0998	*
Média var. dependente	-0,018186	D.P. var. dependente	4,609090		
Soma resíd. quadrados	404,0575	E.P. da regressão	1,797904		
R-quadrado	0,874039	R-quadrado ajustado	0,847839		
F(26, 125)	33,36044	P-valor(F)	2,85e-44		
Log da verossimilhança	-289,9821	Critério de Akaike	633,9642		
Critério de Schwarz	715,6089	Critério Hannan-Quinn	667,1311		
rô	0,026475	Durbin-Watson	1,915449		

Tabela B.3: Resultado completo do aplicativo GRETl do modelo MQO para variável primeira diferença do salário real da indústria de São Paulo.

Teste no Modelo 5

Hipótese nula: os parâmetros de regressão para as variáveis valem zero.

dif_salario_1, time

Estatística de teste: $F(2, 125) = 1,83528$, p-valor 0,163843

A exclusão de variáveis melhorou 2 de 3 critérios de informação.

Modelo 5: MQO, usando as observações 2007:02-2019:09 (T = 152)

Variável dependente: d_dif_salario

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,117303	0,148940	-0,7876	0,4324	
d_dif_salario_1	-1,02182	0,0872859	-11,71	<0,0001	***
d_dif_salario_2	-1,03023	0,105342	-9,780	<0,0001	***
d_dif_salario_3	-0,994187	0,126697	-7,847	<0,0001	***
d_dif_salario_4	-1,03835	0,145562	-7,133	<0,0001	***
d_dif_salario_5	-0,910314	0,164742	-5,526	<0,0001	***
d_dif_salario_6	-0,921793	0,176551	-5,221	<0,0001	***
d_dif_salario_7	-0,887435	0,187281	-4,739	<0,0001	***
d_dif_salario_8	-0,935212	0,197490	-4,736	<0,0001	***
d_dif_salario_9	-0,882825	0,209204	-4,220	<0,0001	***
d_dif_salario_10	-0,872306	0,217822	-4,005	0,0001	***
d_dif_salario_11	-0,720569	0,225738	-3,192	0,0018	***
d_dif_salario_12	-0,364938	0,230222	-1,585	0,1154	
d_dif_salario_13	-0,376782	0,226675	-1,662	0,0989	*
d_dif_salario_14	-0,473631	0,217319	-2,179	0,0311	**
d_dif_salario_15	-0,504569	0,209185	-2,412	0,0173	**
d_dif_salario_16	-0,495165	0,200912	-2,465	0,0151	**
d_dif_salario_17	-0,565291	0,189827	-2,978	0,0035	***
d_dif_salario_18	-0,618619	0,180000	-3,437	0,0008	***
d_dif_salario_19	-0,518758	0,169005	-3,069	0,0026	***

d_dif_salario_20	-0,539024	0,152391	-3,537	0,0006	***
d_dif_salario_21	-0,491529	0,132019	-3,723	0,0003	***
d_dif_salario_22	-0,535553	0,110441	-4,849	<0,0001	***
d_dif_salario_23	-0,454258	0,0877119	-5,179	<0,0001	***
d_dif_salario_24	-0,107509	0,0562466	-1,911	0,0582	*

Média var. dependente	-0,018186	D.P. var. dependente	4,609090
Soma resíd. quadrados	415,9224	E.P. da regressão	1,809690
R-quadrado	0,870340	R-quadrado ajustado	0,845838
F(24, 127)	35,52030	P-valor(F)	4,64e-45
Log da verossimilhança	-292,1816	Critério de Akaike	634,3633
Critério de Schwarz	709,9603	Critério Hannan-Quinn	665,0734
rô	0,019089	Durbin-Watson	1,925697

O valor encontrado da estatística $F(2, 125) = 1,83528$ é comparado com ϕ_3 da tabela de distribuição empírica de Dickey-Fuller. O valor para $T=153$ e significância 0,01 é de aproximadamente $\phi_3 = 8,63$. De qualquer forma, o valor encontrado de F é muito menor que o valor crítico de ϕ_3 , portanto não rejeitamos H_0 , a hipótese nula conjunta de $a_2 = \gamma = 0$, concluímos que não há tendência determinística.

Teste ADF com constante para variável primeira diferença do salário real da indústria paulista

Tabela B.4: Resultado completo do aplicativo GRETl do teste de Dickey-Fuller de raiz unitária para variável primeira diferença do salário real da indústria de São Paulo com constante e sem tendência.

k = 24: BIC = 710,659
 k = 23: BIC = 709,224
 k = 22: BIC = 741,012
 k = 21: BIC = 736,842
 k = 20: BIC = 735,112
 k = 19: BIC = 730,451
 k = 18: BIC = 727,230
 k = 17: BIC = 729,864
 k = 16: BIC = 729,083
 k = 15: BIC = 727,291
 k = 14: BIC = 722,596
 k = 13: BIC = 717,681
 k = 12: BIC = 713,461
 k = 11: BIC = 710,557
 k = 10: BIC = 794,474
 k = 9: BIC = 789,481
 k = 8: BIC = 807,844
 k = 7: BIC = 802,983
 k = 6: BIC = 801,432
 k = 5: BIC = 801,287
 k = 4: BIC = 798,181
 k = 3: BIC = 793,677
 k = 2: BIC = 798,520
 k = 1: BIC = 798,098

k = 0: BIC = 805,132

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para dif_salario
 testar para baixo a partir de 24 defasagens, critério BIC
 tamanho da amostra: 153
 hipótese nula de raiz unitária: a = 1

teste com constante
 incluindo 23 defasagens de (1-L)dif_salario
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de (a - 1): -0,598451
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -1,88936$
 p-valor assintótico 0,3377
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,006
 diferenças defasadas: $F(23, 128) = 16,565 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2007:01-2019:09 (T = 153)
 Variável dependente: d_dif_salario

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,113485	0,148980	-0,7617	0,4476	
dif_salario_1	-0,598451	0,316747	-1,889	0,3377	
d_dif_salario_1	-0,445201	0,297813	-1,495	0,1374	
d_dif_salario_2	-0,462474	0,286376	-1,615	0,1088	
d_dif_salario_3	-0,460096	0,278894	-1,650	0,1015	
d_dif_salario_4	-0,530795	0,273666	-1,940	0,0546	*
d_dif_salario_5	-0,432590	0,269761	-1,604	0,1113	
d_dif_salario_6	-0,459972	0,265575	-1,732	0,0857	*
d_dif_salario_7	-0,468323	0,262302	-1,785	0,0766	*
d_dif_salario_8	-0,548476	0,260084	-2,109	0,0369	**
d_dif_salario_9	-0,519699	0,258439	-2,011	0,0464	**
d_dif_salario_10	-0,532102	0,257207	-2,069	0,0406	**
d_dif_salario_11	-0,409352	0,257148	-1,592	0,1139	
d_dif_salario_12	-0,0410121	0,254302	-0,1613	0,8721	
d_dif_salario_13	-0,0128961	0,244952	-0,05265	0,9581	
d_dif_salario_14	-0,120969	0,234601	-0,5156	0,6070	
d_dif_salario_15	-0,171376	0,222846	-0,7690	0,4433	
d_dif_salario_16	-0,172390	0,208391	-0,8272	0,4096	
d_dif_salario_17	-0,267140	0,193888	-1,378	0,1707	
d_dif_salario_18	-0,339769	0,177712	-1,912	0,0581	*
d_dif_salario_19	-0,254750	0,159088	-1,601	0,1118	
d_dif_salario_20	-0,282677	0,135577	-2,085	0,0391	**
d_dif_salario_21	-0,270027	0,111629	-2,419	0,0170	**
d_dif_salario_22	-0,339514	0,0841600	-4,034	9,36e-05	***
d_dif_salario_23	-0,292734	0,0503148	-5,818	4,51e-08	***

AIC: 638,891 BIC: 714,652 HQC: 669,666

O baixo valor de $\tau_c = -1,31186$ para esse teste, comparado a ϕ_2 indica novamente que rejeitamos H_0 ($a_2=0$). O modelo será refeito utilizando um MQO sem tendência e com as 24 defasagens da primeira diferença de salário (Modelo 6).

Tabela B.5: Resultado completo do aplicativo GRETL do modelo MQO para variável primeira diferença do salário real da indústria de São Paulo.

Modelo 6: MQO, usando as observações 2007:02-2019:09 (T = 152)

Variável dependente: d_dif_salario

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,142587	0,148012	-0,9633	0,3372	
dif_salario_1	-0,605248	0,317380	-1,907	0,0588	*
d_dif_salario_1	-0,444190	0,314977	-1,410	0,1609	
d_dif_salario_2	-0,500179	0,296860	-1,685	0,0945	*
d_dif_salario_3	-0,504282	0,285870	-1,764	0,0802	*
d_dif_salario_4	-0,583792	0,278520	-2,096	0,0381	**
d_dif_salario_5	-0,489473	0,274386	-1,784	0,0768	*
d_dif_salario_6	-0,531098	0,269275	-1,972	0,0508	*
d_dif_salario_7	-0,524785	0,265564	-1,976	0,0503	*
d_dif_salario_8	-0,601195	0,262463	-2,291	0,0236	**
d_dif_salario_9	-0,578428	0,261447	-2,212	0,0287	**
d_dif_salario_10	-0,597208	0,259405	-2,302	0,0230	**
d_dif_salario_11	-0,473071	0,258388	-1,831	0,0695	*
d_dif_salario_12	-0,139859	0,256621	-0,5450	0,5867	
d_dif_salario_13	-0,160739	0,251338	-0,6395	0,5236	
d_dif_salario_14	-0,261879	0,242067	-1,082	0,2814	
d_dif_salario_15	-0,304642	0,232076	-1,313	0,1917	
d_dif_salario_16	-0,312482	0,220729	-1,416	0,1593	
d_dif_salario_17	-0,401862	0,206508	-1,946	0,0539	*
d_dif_salario_18	-0,476822	0,193053	-2,470	0,0149	**
d_dif_salario_19	-0,401753	0,178175	-2,255	0,0259	**
d_dif_salario_20	-0,444420	0,158781	-2,799	0,0059	***
d_dif_salario_21	-0,417721	0,136281	-3,065	0,0027	***
d_dif_salario_22	-0,482366	0,112814	-4,276	<0,0001	***
d_dif_salario_23	-0,422655	0,0883829	-4,782	<0,0001	***
d_dif_salario_24	-0,0970619	0,0559406	-1,735	0,0852	*
Média var. dependente	-0,018186	D.P. var. dependente		4,609090	
Soma resíd. quadrados	404,2545	E.P. da regressão		1,791192	
R-quadrado	0,873978	R-quadrado ajustado		0,848973	
F(25, 126)	34,95291	P-valor(F)		4,89e-45	
Log da verossimilhança	-290,0191	Critério de Akaike		632,0383	
Critério de Schwarz	710,6592	Critério Hannan-Quinn		663,9768	
rô	0,025979	Durbin-Watson		1,916316	

Tabela B.6: Resultado completo do aplicativo GRETTL do modelo MQO para variável primeira diferença do salário real da indústria de São Paulo.

Teste no Modelo 7

Hipótese nula: os parâmetros de regressão para as variáveis valem zero.

const, dif_salario_1

Estatística de teste: $F(2, 126) = 2,13494$, p-valor 0,12251

A exclusão de variáveis melhorou 2 de 3 critérios de informação.

Modelo 7: MQO, usando as observações 2007:02-2019:09 (T = 152)

Variável dependente: d_dif_salario

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
d_dif_salario_1	-1,01860	0,0870606	-11,70	<0,0001	***
d_dif_salario_2	-1,02182	0,104645	-9,765	<0,0001	***
d_dif_salario_3	-0,982510	0,125640	-7,820	<0,0001	***
d_dif_salario_4	-1,02399	0,144202	-7,101	<0,0001	***
d_dif_salario_5	-0,893573	0,163123	-5,478	<0,0001	***
d_dif_salario_6	-0,903045	0,174679	-5,170	<0,0001	***
d_dif_salario_7	-0,867177	0,185231	-4,682	<0,0001	***
d_dif_salario_8	-0,912996	0,195175	-4,678	<0,0001	***
d_dif_salario_9	-0,858607	0,206624	-4,155	<0,0001	***
d_dif_salario_10	-0,846257	0,214976	-3,937	0,0001	***
d_dif_salario_11	-0,693158	0,222707	-3,112	0,0023	***
d_dif_salario_12	-0,336719	0,227079	-1,483	0,1406	
d_dif_salario_13	-0,350416	0,223856	-1,565	0,1200	
d_dif_salario_14	-0,451174	0,215120	-2,097	0,0379	**
d_dif_salario_15	-0,485041	0,207402	-2,339	0,0209	**
d_dif_salario_16	-0,477785	0,199400	-2,396	0,0180	**
d_dif_salario_17	-0,550199	0,188577	-2,918	0,0042	***
d_dif_salario_18	-0,605370	0,178946	-3,383	0,0010	***
d_dif_salario_19	-0,507116	0,168107	-3,017	0,0031	***
d_dif_salario_20	-0,529332	0,151667	-3,490	0,0007	***
d_dif_salario_21	-0,484070	0,131483	-3,682	0,0003	***
d_dif_salario_22	-0,530085	0,110059	-4,816	<0,0001	***
d_dif_salario_23	-0,450828	0,0874736	-5,154	<0,0001	***
d_dif_salario_24	-0,105676	0,0561150	-1,883	0,0619	*
Média var. dependente	-0,018186	D.P. var. dependente	4,609090		
Soma resíd. quadrados	417,9538	E.P. da regressão	1,807004		
R-quad. não-centrado	0,869709	R-quadrado centrado	0,869707		
F(24, 128)	35,60071	P-valor(F)	2,45e-45		
Log da verossimilhança	-292,5519	Critério de Akaike	633,1039		
Critério de Schwarz	705,6770	Critério Hannan-Quinn	662,5856		
rô	0,018689	Durbin-Watson	1,924512		

O valor de $F(2, 126) = 2,13494$ é comparado mais uma vez com ϕ_1 da tabela de Dickey-Fuller, que nos fornece os valores de 6,70 ($T=100$) e 6,52 ($T=250$) para significância 0,01, portanto, nosso valor de F está bem abaixo de ϕ_1 e não rejeitamos a H_0 .

Dessa forma procedemos ao 4º passo do algoritmo de Enders, e refazemos o teste de raiz unitária sem constante e sem tendência, apresentado a seguir:

Teste ADF sem constante e sem tendência para variável primeira diferença do salário real da indústria paulista

Tabela B.7: Resultado completo do aplicativo GRETTL do teste de Dickey-Fuller de raiz unitária para variável primeira diferença do salário real da indústria de São Paulo sem constante e sem tendência.

```
k = 24: BIC = 706,751
k = 23: BIC = 705,168
k = 22: BIC = 736,661
k = 21: BIC = 732,527
k = 20: BIC = 730,839
k = 19: BIC = 726,152
k = 18: BIC = 722,959
k = 17: BIC = 725,524
k = 16: BIC = 724,803
k = 15: BIC = 723,088
k = 14: BIC = 718,361
k = 13: BIC = 713,478
k = 12: BIC = 709,381
k = 11: BIC = 706,422
k = 10: BIC = 790,807
k = 9: BIC = 785,796
k = 8: BIC = 803,587
k = 7: BIC = 798,704
k = 6: BIC = 797,026
k = 5: BIC = 796,993
k = 4: BIC = 793,782
k = 3: BIC = 789,333
k = 2: BIC = 793,929
k = 1: BIC = 793,383
k = 0: BIC = 800,213
```

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para dif_salario
 testar para baixo a partir de 24 defasagens, critério BIC
 tamanho da amostra: 153
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

```
teste sem constante
incluindo 23 defasagens de (1-L)dif_salario
modelo: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
valor estimado de (a - 1): -0,57885
estatística de teste: tau_nc(1) = -1,83653
p-valor assintótico 0,06316
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,007
diferenças defasadas: F(23, 129) = 16,605 [0,0000]
```

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2007:01-2019:09 ($T = 153$)
 Variável dependente: d_dif_salario

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
dif_salario_1	-0,578850	0,315186	-1,837	0,0632	*
d_dif_salario_1	-0,458301	0,296832	-1,544	0,1250	
d_dif_salario_2	-0,471001	0,285691	-1,649	0,1017	
d_dif_salario_3	-0,464812	0,278371	-1,670	0,0974	*
d_dif_salario_4	-0,532356	0,273212	-1,949	0,0535	*
d_dif_salario_5	-0,430834	0,269312	-1,600	0,1121	
d_dif_salario_6	-0,455961	0,265090	-1,720	0,0878	*
d_dif_salario_7	-0,461358	0,261715	-1,763	0,0803	*
d_dif_salario_8	-0,538638	0,259340	-2,077	0,0398	**
d_dif_salario_9	-0,506947	0,257477	-1,969	0,0511	*
d_dif_salario_10	-0,516974	0,256021	-2,019	0,0455	**
d_dif_salario_11	-0,392101	0,255732	-1,533	0,1277	
d_dif_salario_12	-0,0236177	0,252862	-0,09340	0,9257	
d_dif_salario_13	0,00106952	0,243867	0,004386	0,9965	
d_dif_salario_14	-0,109825	0,233764	-0,4698	0,6393	
d_dif_salario_15	-0,161879	0,222135	-0,7287	0,4675	
d_dif_salario_16	-0,164286	0,207780	-0,7907	0,4306	
d_dif_salario_17	-0,260432	0,193372	-1,347	0,1804	
d_dif_salario_18	-0,333976	0,177260	-1,884	0,0618	*
d_dif_salario_19	-0,249893	0,158702	-1,575	0,1178	
d_dif_salario_20	-0,279626	0,135297	-2,067	0,0408	**
d_dif_salario_21	-0,267964	0,111415	-2,405	0,0176	**
d_dif_salario_22	-0,338638	0,0840151	-4,031	9,45e-05	***
d_dif_salario_23	-0,292551	0,0502323	-5,824	4,32e-08	***

AIC: 637,583 BIC: 710,313 HQC: 667,127

Teste ADF-GLS para primeira diferença da variável salário

Tabela B.8: Resultado completo do aplicativo GRETL do teste ADF-GLS de raiz unitária para variável primeira diferença do salário real da indústria de São Paulo.

k = 24: MBIC = 2,51599
 k = 23: MBIC = 2,49018
 k = 22: MBIC = 2,81626
 k = 21: MBIC = 2,77213
 k = 20: MBIC = 2,70776
 k = 19: MBIC = 2,69317
 k = 18: MBIC = 2,63297
 k = 17: MBIC = 2,78956
 k = 16: MBIC = 2,71618
 k = 15: MBIC = 2,66808
 k = 14: MBIC = 2,64505
 k = 13: MBIC = 2,61379
 k = 12: MBIC = 2,62115
 k = 11: MBIC = 2,64930
 k = 10: MBIC = 5,04410
 k = 9: MBIC = 5,88480
 k = 8: MBIC = 4,76908
 k = 7: MBIC = 5,05189
 k = 6: MBIC = 4,84938
 k = 5: MBIC = 6,55110
 k = 4: MBIC = 6,91619
 k = 3: MBIC = 9,54480
 k = 2: MBIC = 8,57354
 k = 1: MBIC = 8,11080
 k = 0: MBIC = 6,36759

Teste Aumentado de Dickey-Fuller (GLS) para dif_salario
 testar para baixo a partir de 24 defasagens, critério BIC modificado
 tamanho da amostra: 153
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
 incluindo 23 defasagens de $(1-L)\text{dif_salario}$
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,15854
 estatística de teste: $\tau = -1,28741$
 p-valor assintótico 0,183
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,020
 diferenças defasadas: $F(23, 129) = 18,516 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2007:01-2019:09 (T = 153)
 Variável dependente: d_ydetrend

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
ydetrend_1	-0,158540	0,123146	-1,287	0,1830	
d_ydetrend_1	-0,854233	0,122818	-6,955	1,58e-010	***
d_ydetrend_2	-0,844364	0,133767	-6,312	4,07e-09	***
d_ydetrend_3	-0,817513	0,147232	-5,553	1,54e-07	***
d_ydetrend_4	-0,866053	0,159978	-5,414	2,91e-07	***
d_ydetrend_5	-0,744956	0,173350	-4,297	3,38e-05	***
d_ydetrend_6	-0,752936	0,181701	-4,144	6,14e-05	***
d_ydetrend_7	-0,741622	0,190336	-3,896	0,0002	***
d_ydetrend_8	-0,802866	0,198746	-4,040	9,14e-05	***
d_ydetrend_9	-0,753051	0,207862	-3,623	0,0004	***
d_ydetrend_10	-0,746249	0,215385	-3,465	0,0007	***
d_ydetrend_11	-0,605188	0,222940	-2,715	0,0075	***
d_ydetrend_12	-0,222145	0,225166	-0,9866	0,3257	
d_ydetrend_13	-0,187514	0,216835	-0,8648	0,3888	
d_ydetrend_14	-0,286602	0,208245	-1,376	0,1711	
d_ydetrend_15	-0,323500	0,199617	-1,621	0,1075	
d_ydetrend_16	-0,308633	0,188654	-1,636	0,1043	
d_ydetrend_17	-0,387614	0,177485	-2,184	0,0308	**
d_ydetrend_18	-0,441949	0,165058	-2,678	0,0084	***
d_ydetrend_19	-0,337010	0,150152	-2,244	0,0265	**
d_ydetrend_20	-0,347974	0,129088	-2,696	0,0080	***
d_ydetrend_21	-0,318411	0,107431	-2,964	0,0036	***
d_ydetrend_22	-0,371891	0,0817672	-4,548	1,23e-05	***
d_ydetrend_23	-0,307193	0,0496326	-6,189	7,44e-09	***

Estimativa GLS de b_0 : -1,15555

Teste ADF-GLS Perron-Qu para primeira diferença da variável salário

Tabela B.9: Resultado completo do aplicativo GRETl do teste ADF-GLS Perron-Qu de raiz unitária para variável primeira diferença do salário real da indústria de São Paulo.

k = 24: MBIC = 8,01910
 k = 23: MBIC = 9,15579
 k = 22: MBIC = 16,6209
 k = 21: MBIC = 15,0586
 k = 20: MBIC = 12,5404
 k = 19: MBIC = 13,1601
 k = 18: MBIC = 11,3556
 k = 17: MBIC = 15,5267
 k = 16: MBIC = 12,4364

```

k = 15: MBIC = 10,4540
k = 14: MBIC = 10,8979
k = 13: MBIC = 10,6104
k = 12: MBIC = 10,2217
k = 11: MBIC = 11,6629
k = 10: MBIC = 43,2428
k = 9: MBIC = 42,8476
k = 8: MBIC = 21,7433
k = 7: MBIC = 20,7505
k = 6: MBIC = 16,2562
k = 5: MBIC = 21,9269
k = 4: MBIC = 18,2017
k = 3: MBIC = 20,2909
k = 2: MBIC = 13,2468
k = 1: MBIC = 10,0947
k = 0: MBIC = 7,04445

```

Teste Aumentado de Dickey-Fuller (GLS) para dif_salario
 testar para baixo a partir de 24 defasagens, critério BIC modificado, Perron-Qu
 tamanho da amostra: 176
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

```

teste com constante
incluindo 0 defasagens de (1-L)dif_salario
modelo: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
valor estimado de (a - 1): -1,04083
estatística de teste: tau = -13,7793
p-valor assintótico 2,4e-029
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,004

```

Regressão de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2005:02-2019:09 (T = 176)
 Variável dependente: d_ydetrend

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
ydetrend_1	-1,04083	0,0755353	-13,78	2,40e-029	***

Estimativa GLS de b_0 : -1,15555

Dessa vez, de forma análoga ao exemplo da aula, houve uma forte corroboração de rejeição da H_0 (raiz unitária) dado o p-valor tendendo a 0 e $\tau = -13,7793$, confirmando que a primeira diferença é o suficiente para ser estacionário.

Teste KPSS para primeira diferença da variável salário

Relembrando que o teste KPSS possui H_0 invertida, ou seja, o teste verifica a variância do erro aleatório e se a variância for nula o processo é tendência estacionário.

Tabela B.10: Resultado completo do aplicativo GRETTL do teste KPSS de raiz unitária para variável primeira diferença do salário real da indústria de São Paulo.

Regressão KPSS
 MQO, usando as observações 2005:01-2019:09 (T = 177)
 Variável dependente: dif_salario

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	0,0331452	0,299835	0,1105	0,9121

AIC: 993,078 BIC: 996,254 HQC: 994,366

Estimação robusta da variância: 6,73868
Soma dos quadrados dos resíduos acumulados: 80958,3

teste KPSS para dif_salario

T = 177

Parâmetro de truncagem da defasagem = 4

Estatística de teste = 0,383477

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,349	0,462	0,738
P-valor interpolado	0,085		

Apêndice C

Resultados do aplicativo GRETTL para o teste de Raiz Unitária da variável Primeira Diferença de Vendas Reais da Indústria de SP.

Teste ADF com constante e tendência para variável primeira diferença de vendas reais da indústria paulista

Tabela C.1: Resultado completo do aplicativo GRETTL do teste de Dickey-Fuller de raiz unitária para variável primeira diferença de vendas reais da indústria de São Paulo.

Teste com constante e tendência

incluindo 12 defasagens de (1-L)dif_vendas
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,3826
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -2,54891$
 p-valor assintótico 0,3043
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,025
 diferenças defasadas: $F(12, 149) = 17,214 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2006:02-2019:09 (T = 164)

Variável dependente: d_dif_vendas

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	0,898125	1,22538	0,7329	0,4648	
dif_vendas_1	-1,38260	0,542427	-2,549	0,3043	
d_dif_vendas_1	-0,146996	0,522950	-0,2811	0,7790	
d_dif_vendas_2	-0,341461	0,484697	-0,7045	0,4822	
d_dif_vendas_3	-0,362404	0,444450	-0,8154	0,4161	
d_dif_vendas_4	-0,507158	0,406279	-1,248	0,2139	
d_dif_vendas_5	-0,515042	0,366126	-1,407	0,1616	
d_dif_vendas_6	-0,552410	0,327357	-1,687	0,0936	*
d_dif_vendas_7	-0,678846	0,290105	-2,340	0,0206	**
d_dif_vendas_8	-0,831439	0,250876	-3,314	0,0012	***
d_dif_vendas_9	-0,900576	0,210041	-4,288	3,23e-05	***
d_dif_vendas_10	-1,04061	0,168680	-6,169	6,16e-09	***
d_dif_vendas_11	-1,06514	0,121814	-8,744	4,40e-015	***
d_dif_vendas_12	-0,456992	0,0770739	-5,929	2,04e-08	***
time	-0,00702275	0,0113774	-0,6173	0,5380	

AIC: 1108,86 BIC: 1155,36 HQC: 1127,73

Teste ADF com constante e sem tendência para variável primeira diferença de vendas reais da indústria paulista

Tabela C.2: Resultado completo do aplicativo GRETTL do teste de Dickey-Fuller de raiz unitária para variável primeira diferença de vendas reais da indústria de São Paulo com constante e sem tendência.

Teste com constante

incluindo 12 defasagens de (1-L)dif_vendas
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,33092
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -2,48853$
 p-valor assintótico 0,1182

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,024
diferenças defasadas: $F(12, 150) = 17,274$ [0,0000]

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
MQO, usando as observações 2006:02-2019:09 (T = 164)
Variável dependente: d_dif_vendas

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	0,219113	0,538747	0,4067	0,6848	
dif_vendas_1	-1,33092	0,534820	-2,489	0,1182	
d_dif_vendas_1	-0,195478	0,515950	-0,3789	0,7053	
d_dif_vendas_2	-0,385741	0,478369	-0,8064	0,4213	
d_dif_vendas_3	-0,402086	0,438868	-0,9162	0,3610	
d_dif_vendas_4	-0,541870	0,401537	-1,349	0,1792	
d_dif_vendas_5	-0,544790	0,362190	-1,504	0,1346	
d_dif_vendas_6	-0,578211	0,324007	-1,785	0,0764	*
d_dif_vendas_7	-0,700804	0,287321	-2,439	0,0159	**
d_dif_vendas_8	-0,849256	0,248695	-3,415	0,0008	***
d_dif_vendas_9	-0,913637	0,208540	-4,381	2,21e-05	***
d_dif_vendas_10	-1,05005	0,167639	-6,264	3,77e-09	***
d_dif_vendas_11	-1,07070	0,121229	-8,832	2,52e-015	***
d_dif_vendas_12	-0,458670	0,0768668	-5,967	1,67e-08	***

AIC: 1107,28 BIC: 1150,67 HQC: 1124,89

Teste ADF sem constante e sem tendência para variável primeira diferença de vendas reais da indústria paulista

Tabela C.3: Resultado completo do aplicativo GRETTL do teste de Dickey-Fuller de raiz unitária para variável primeira diferença de vendas reais da indústria de São Paulo sem constante e sem tendência.

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para dif_vendas
testar para baixo a partir de 24 defasagens, critério BIC
tamanho da amostra: 164
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

Teste sem constante
incluindo 12 defasagens de $(1-L)\text{dif_vendas}$
modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
valor estimado de $(a - 1)$: -1,29433
estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -2,46192$
p-valor assintótico 0,01338
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,026
diferenças defasadas: $F(12, 151) = 17,406$ [0,0000]

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
MQO, usando as observações 2006:02-2019:09 (T = 164)
Variável dependente: d_dif_vendas

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
dif_vendas_1	-1,29433	0,525738	-2,462	0,0134	**
d_dif_vendas_1	-0,230579	0,507273	-0,4545	0,6501	
d_dif_vendas_2	-0,417972	0,470454	-0,8884	0,3757	
d_dif_vendas_3	-0,431407	0,431708	-0,9993	0,3192	
d_dif_vendas_4	-0,568697	0,394986	-1,440	0,1520	
d_dif_vendas_5	-0,568838	0,356342	-1,596	0,1125	
d_dif_vendas_6	-0,599500	0,318866	-1,880	0,0620	*
d_dif_vendas_7	-0,719414	0,282869	-2,543	0,0120	**

d_dif_vendas_8	-0,865042	0,244968	-3,531	0,0005	***
d_dif_vendas_9	-0,926609	0,205517	-4,509	1,30e-05	***
d_dif_vendas_10	-1,05975	0,165472	-6,404	1,81e-09	***
d_dif_vendas_11	-1,07681	0,119962	-8,976	1,03e-015	***
d_dif_vendas_12	-0,461062	0,0764293	-6,033	1,19e-08	***

AIC: 1105,46 BIC: 1145,76 HQC: 1121,82

Teste da variável primeira diferença de vendas da indústria de SP com ADF-GLS

Tabela C.4: Resultado completo do aplicativo GRETTL do teste ADF-GLS de raiz unitária para variável primeira diferença de vendas reais da indústria de São Paulo.

Teste Aumentado de Dickey-Fuller (GLS) para dif_vendas
 testar para baixo a partir de 24 defasagens, critério BIC modificado
 tamanho da amostra: 176
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
 incluindo 0 defasagens de (1-L)dif_vendas
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,31353
 estatística de teste: $\tau = -18,2573$
 p-valor assintótico 3,455e-038
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,100

Regressão de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2005:02-2019:09 (T = 176)
 Variável dependente: d_ydetrend

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
ydetrend_1	-1,31353	0,0719453	-18,26	3,45e-038 ***

Estimativa GLS de b_0 : 0,515201

Teste da variável primeira diferença de vendas da indústria de SP com ADF-GLS Perron-Qu

Tabela C.5: Resultado completo do aplicativo GRETTL do teste ADF-GLS Perron-Qu de raiz unitária para variável primeira diferença de vendas reais da indústria de São Paulo.

Teste Aumentado de Dickey-Fuller (GLS) para dif_vendas
 testar para baixo a partir de 24 defasagens, critério BIC modificado, Perron-Qu
 tamanho da amostra: 176
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
 incluindo 0 defasagens de (1-L)dif_vendas
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,31353
 estatística de teste: $\tau = -18,2573$
 p-valor assintótico 3,455e-038
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,100

Regressão de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2005:02-2019:09 (T = 176)
 Variável dependente: d_ydetrend

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
ydetrend_1	-1,31353	0,0719453	-18,26	3,45e-038 ***

Estimativa GLS de b0: 0,515201

Teste KPSS para primeira diferença da variável vendas da indústria de SP

Tabela C.5: Resultado completo do aplicativo GRETl do teste KPSS de raiz unitária para variável primeira diferença de vendas reais da indústria de São Paulo.

Regressão KPSS

MQO, usando as observações 2005:01-2019:09 (T = 177)

Variável dependente: dif_vendas

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	0,308784	0,781691	0,3950	0,6933

AIC: 1332,29 BIC: 1335,47 HQC: 1333,58

Estimação robusta da variância: 43,5463

Soma dos quadrados dos resíduos acumulados: 52908,4

teste KPSS para dif_vendas

T = 177

Parâmetro de truncagem da defasagem = 4

Estatística de teste = 0,0387817

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,349	0,462	0,738
Valor p > .10			

Apêndice D

Resultados do aplicativo GRETTL para o teste de Raiz Unitária da variável Primeira Diferença de Nível de Emprego da Indústria de SP.

Teste ADF com constante e tendência para variável primeira diferença de nível de emprego da indústria paulista

Tabela D.1: Resultado completo do aplicativo GRETTL do teste de Dickey-Fuller de raiz unitária para variável primeira diferença de nível de emprego da indústria de São Paulo com constante e com tendência.

Teste com constante e tendência

incluindo 13 defasagens de (1-L)dif_nivel
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,484988
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -3,00559$
 p-valor assintótico 0,1305
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,050
 diferenças defasadas: $F(13, 147) = 20,977 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2006:03-2019:09 (T = 163)
 Variável dependente: d_dif_nivel

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	0,0837397	0,107679	0,7777	0,4380	
dif_nivel_1	-0,484988	0,161362	-3,006	0,1305	
d_dif_nivel_1	-0,171601	0,165725	-1,035	0,3022	
d_dif_nivel_2	0,0698817	0,166562	0,4196	0,6754	
d_dif_nivel_3	0,0441926	0,157007	0,2815	0,7787	
d_dif_nivel_4	0,00124406	0,146870	0,008470	0,9933	
d_dif_nivel_5	-0,0159612	0,136566	-0,1169	0,9071	
d_dif_nivel_6	-0,00820557	0,126051	-0,06510	0,9482	
d_dif_nivel_7	-0,0476929	0,117689	-0,4052	0,6859	
d_dif_nivel_8	-0,146796	0,110057	-1,334	0,1843	
d_dif_nivel_9	-0,156406	0,102567	-1,525	0,1294	
d_dif_nivel_10	-0,174214	0,0951954	-1,830	0,0693	*
d_dif_nivel_11	-0,187370	0,0889993	-2,105	0,0370	**
d_dif_nivel_12	0,560686	0,0836856	6,700	4,15e-010	***
d_dif_nivel_13	0,261517	0,0792253	3,301	0,0012	***
time	-0,00161081	0,00111484	-1,445	0,1506	

AIC: 298,019 BIC: 347,519 HQC: 318,115

Teste ADF com constante e sem tendência para variável primeira diferença de nível de emprego da indústria paulista

Tabela D.2: Resultado completo do aplicativo GRETTL do teste de Dickey-Fuller de raiz unitária para variável primeira diferença de nível de emprego da indústria de São Paulo com constante e sem tendência.

Teste com constante

incluindo 13 defasagens de (1-L)dif_nivel
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,366452
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -2,62763$
 p-valor assintótico 0,08733
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,047
 diferenças defasadas: $F(13, 148) = 21,030 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2006:03-2019:09 (T = 163)

Variável dependente: d_dif_nivel

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,0548299	0,0491408	-1,116	0,2663	
dif_nivel_1	-0,366452	0,139461	-2,628	0,0873	*
d_dif_nivel_1	-0,279099	0,148629	-1,878	0,0624	*
d_dif_nivel_2	-0,0379638	0,149448	-0,2540	0,7998	
d_dif_nivel_3	-0,0539483	0,142073	-0,3797	0,7047	
d_dif_nivel_4	-0,0877019	0,133836	-0,6553	0,5133	
d_dif_nivel_5	-0,0961010	0,125253	-0,7673	0,4442	
d_dif_nivel_6	-0,0787573	0,116636	-0,6752	0,5006	
d_dif_nivel_7	-0,109821	0,109955	-0,9988	0,3195	
d_dif_nivel_8	-0,201016	0,103841	-1,936	0,0548	*
d_dif_nivel_9	-0,201015	0,0981688	-2,048	0,0424	**
d_dif_nivel_10	-0,208089	0,0926017	-2,247	0,0261	**
d_dif_nivel_11	-0,211759	0,0877044	-2,414	0,0170	**
d_dif_nivel_12	0,545304	0,0833102	6,545	9,13e-010	***
d_dif_nivel_13	0,247646	0,0789300	3,138	0,0021	***

AIC: 298,318 BIC: 344,724 HQC: 317,158

Teste ADF sem constante e sem tendência para variável primeira diferença de nível de emprego da indústria paulista

Tabela D.3: Resultado completo do aplicativo GRETTL do teste de Dickey-Fuller de raiz unitária para variável primeira diferença de nível de emprego da indústria de São Paulo sem constante e sem tendência.

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para dif_nivel

testar para baixo a partir de 24 defasagens, critério BIC

tamanho da amostra: 163

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

Teste sem constante

incluindo 13 defasagens de (1-L)dif_nivel
 modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,306304
 estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -2,37949$

p-valor assintótico 0,01676
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,042
 diferenças defasadas: $F(13, 149) = 21,194$ [0,0000]

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2006:03-2019:09 (T = 163)
 Variável dependente: d_dif_nivel

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
dif_nivel_1	-0,306304	0,128727	-2,379	0,0168	**
d_dif_nivel_1	-0,332756	0,140750	-2,364	0,0194	**
d_dif_nivel_2	-0,0898686	0,142140	-0,6323	0,5282	
d_dif_nivel_3	-0,101645	0,135601	-0,7496	0,4547	
d_dif_nivel_4	-0,130482	0,128332	-1,017	0,3109	
d_dif_nivel_5	-0,133436	0,120800	-1,105	0,2711	
d_dif_nivel_6	-0,111005	0,113091	-0,9816	0,3279	
d_dif_nivel_7	-0,137721	0,107162	-1,285	0,2007	
d_dif_nivel_8	-0,224449	0,101779	-2,205	0,0290	**
d_dif_nivel_9	-0,219227	0,0968820	-2,263	0,0251	**
d_dif_nivel_10	-0,221066	0,0919439	-2,404	0,0174	**
d_dif_nivel_11	-0,220231	0,0874469	-2,518	0,0128	**
d_dif_nivel_12	0,541180	0,0832965	6,497	1,16e-09	***
d_dif_nivel_13	0,243415	0,0789036	3,085	0,0024	***

AIC: 297,683 BIC: 340,996 HQC: 315,267

Teste ADF-GLS para primeira diferença da variável de nível de emprego da indústria de SP

Tabela D.4: Resultado completo do aplicativo GRETL do teste ADF-GLS de raiz unitária para variável primeira diferença de nível de emprego da indústria de São Paulo.

Teste Aumentado de Dickey-Fuller (GLS) para dif_nivel
 testar para baixo a partir de 24 defasagens, critério BIC modificado
 tamanho da amostra: 164
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
 incluindo 12 defasagens de $(1-L)dif_nivel$
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,0531667
 estatística de teste: $\tau = -0,831984$
 p-valor assintótico 0,3557
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,088
 diferenças defasadas: $F(12, 151) = 24,720$ [0,0000]

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2006:02-2019:09 (T = 164)
 Variável dependente: d_ydetrend

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
ydetrend_1	-0,0531667	0,0639035	-0,8320	0,3557	
d_ydetrend_1	-0,475004	0,0965811	-4,918	2,26e-06	***
d_ydetrend_2	-0,397460	0,0979688	-4,057	7,95e-05	***
d_ydetrend_3	-0,401803	0,0960740	-4,182	4,88e-05	***
d_ydetrend_4	-0,417368	0,0935237	-4,463	1,57e-05	***
d_ydetrend_5	-0,400882	0,0910614	-4,402	2,02e-05	***
d_ydetrend_6	-0,340835	0,0906034	-3,762	0,0002	***
d_ydetrend_7	-0,350002	0,0886764	-3,947	0,0001	***
d_ydetrend_8	-0,430463	0,0852966	-5,047	1,28e-06	***

d_ydetrend_9	-0,406491	0,0839777	-4,840	3,17e-06 ***
d_ydetrend_10	-0,385694	0,0823826	-4,682	6,28e-06 ***
d_ydetrend_11	-0,365184	0,0801080	-4,559	1,06e-05 ***
d_ydetrend_12	0,398667	0,0742071	5,372	2,88e-07 ***

Estimativa GLS de b0: 0,519087

Teste ADF-GLS de Perron-Qu para primeira diferença da variável de nível de emprego da indústria de SP

Tabela D.5: Resultado completo do aplicativo GRETl do teste ADF-GLS Perron-Qu de raiz unitária para variável primeira diferença de nível de emprego da indústria de São Paulo.

Teste Aumentado de Dickey-Fuller (GLS) para dif_nivel
 testar para baixo a partir de 24 defasagens, critério BIC modificado, **Perron-Qu**
 tamanho da amostra: 165
 hipótese nula de raiz unitária: a = 1

teste com constante
 incluindo 11 defasagens de (1-L)dif_nivel
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de (a - 1): -0,0289968
 estatística de teste: **tau = -0,419846**
 p-valor assintótico **0,5322**
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,275
 diferenças defasadas: $F(11, 153) = 20,688 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2006:01-2019:09 (T = 165)
 Variável dependente: d_ydetrend

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
ydetrend_1	-0,0289968	0,0690653	-0,4198	0,5322
d_ydetrend_1	-0,773614	0,0857188	-9,025	7,13e-016 ***
d_ydetrend_2	-0,694065	0,0877025	-7,914	4,69e-013 ***
d_ydetrend_3	-0,705172	0,0838050	-8,414	2,61e-014 ***
d_ydetrend_4	-0,731168	0,0790535	-9,249	1,87e-016 ***
d_ydetrend_5	-0,675743	0,0816250	-8,279	5,76e-014 ***
d_ydetrend_6	-0,599854	0,0829635	-7,230	2,15e-011 ***
d_ydetrend_7	-0,633698	0,0769832	-8,232	7,56e-014 ***
d_ydetrend_8	-0,735188	0,0689499	-10,66	3,38e-020 ***
d_ydetrend_9	-0,702912	0,0686128	-10,24	4,43e-019 ***
d_ydetrend_10	-0,674170	0,0676571	-9,965	2,46e-018 ***
d_ydetrend_11	-0,680928	0,0587060	-11,60	1,02e-022 ***

Estimativa GLS de b0: 0,519087

Teste KPSS para primeira diferença da variável de nível de emprego da indústria de SP

No caso do teste KPSS, quanto maior o p-valor, mais fortemente poderíamos rejeitar raiz unitária. Relembrando que o teste KPSS testa a variância do passeio aleatório.

Tabela D.6: Resultado completo do aplicativo GRETl do teste KPSS de raiz unitária para variável primeira diferença de nível de emprego da indústria de São Paulo.

Regressão KPSS

MQO, usando as observações 2005:01-2019:09 (T = 177)

Variável dependente: dif_nivel

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	-0,120524	0,0737775	-1,634	0,1041

AIC: 496,707 BIC: 499,884 HQC: 497,996

Estimação robusta da variância: 1,5487

Soma dos quadrados dos resíduos acumulados: 20120,2

teste KPSS para dif_nivel

T = 177

Parâmetro de truncagem da defasagem = 4

Estatística de teste = 0,414686

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,349	0,462	0,738
P-valor interpolado	0,071		

Mais um resultado de teste inconclusivo, dado que o teste KPSS rejeita a estacionariedade, mas apenas com 10% de significância, similar ao da variável salário.

Apêndice E

Resultados do aplicativo GRETl para o teste de Raiz Unitária da variável Primeira Diferença de Nível de Ocupação da Indústria de SP.

Teste ADF com constante e tendência para variável primeira diferença de nível de ocupação da indústria paulista

Tabela E.1: Resultado completo do aplicativo GRETl do teste de Dickey-Fuller de raiz unitária para variável primeira diferença de ocupação industrial da indústria de São Paulo com constante e com tendência.

com constante e tendência

incluindo 11 defasagens de $(1-L)dif_ocupind$
 modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,98473
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -3,88544$
 p-valor assintótico 0,01262
 coeficiente de 1ª ordem para e: 0,002
 diferenças defasadas: $F(11, 151) = 18,726 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller

MQO, usando as observações 2006:01-2019:09 (T = 165)

Variável dependente: d_dif_ocupind

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	0,0861053	0,172055	0,5005	0,6175	
dif_ocupind_1	-1,98473	0,510812	-3,885	0,0126	**
d_dif_ocupind_1	0,796286	0,473956	1,680	0,0950	*
d_dif_ocupind_2	0,637564	0,433501	1,471	0,1434	
d_dif_ocupind_3	0,542067	0,391004	1,386	0,1677	
d_dif_ocupind_4	0,334089	0,351700	0,9499	0,3437	
d_dif_ocupind_5	0,140248	0,311226	0,4506	0,6529	
d_dif_ocupind_6	0,0468589	0,270117	0,1735	0,8625	
d_dif_ocupind_7	-0,0993997	0,227469	-0,4370	0,6627	
d_dif_ocupind_8	-0,233429	0,185784	-1,256	0,2109	
d_dif_ocupind_9	-0,470076	0,146908	-3,200	0,0017	***
d_dif_ocupind_10	-0,559176	0,105846	-5,283	4,36e-07	***
d_dif_ocupind_11	-0,586235	0,0645707	-9,079	5,62e-016	***
time	-0,00151869	0,00164114	-0,9254	0,3562	

AIC: 477,989 BIC: 521,473 HQC: 495,641

Teste ADF com constante e sem tendência para variável primeira diferença de nível de ocupação da indústria paulista

Tabela E.2: Resultado completo do aplicativo GRETL do teste de Dickey-Fuller de raiz unitária para variável primeira diferença de ocupação industrial da indústria de São Paulo com constante e sem tendência.

teste com constante

incluindo 11 defasagens de (1-L)dif_ocupind
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,90505
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -3,78538$
 p-valor assintótico 0,003075
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,001
 diferenças defasadas: $F(11, 152) = 18,707 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2006:01-2019:09 (T = 165)
 Variável dependente: d_dif_ocupind

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,0552395	0,0791640	-0,6978	0,4864	
dif_ocupind_1	-1,90505	0,503264	-3,785	0,0031	***
d_dif_ocupind_1	0,723420	0,467148	1,549	0,1236	
d_dif_ocupind_2	0,570769	0,427247	1,336	0,1836	
d_dif_ocupind_3	0,481604	0,385324	1,250	0,2133	
d_dif_ocupind_4	0,279936	0,346633	0,8076	0,4206	
d_dif_ocupind_5	0,0921640	0,306713	0,3005	0,7642	
d_dif_ocupind_6	0,00549980	0,266268	0,02066	0,9835	
d_dif_ocupind_7	-0,134427	0,224191	-0,5996	0,5497	
d_dif_ocupind_8	-0,261296	0,183241	-1,426	0,1559	
d_dif_ocupind_9	-0,490731	0,145134	-3,381	0,0009	***
d_dif_ocupind_10	-0,572231	0,104852	-5,458	1,92e-07	***
d_dif_ocupind_11	-0,592462	0,0641887	-9,230	2,19e-016	***

AIC: 476,922 BIC: 517,3 HQC: 493,313

Teste ADF sem constante e sem tendência para variável primeira diferença de nível de ocupação da indústria paulista

Tabela E.3: Resultado completo do aplicativo GRETL do teste de Dickey-Fuller de raiz unitária para variável primeira diferença de ocupação industrial da indústria de São Paulo sem constante e sem tendência.

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para dif_ocupind
 testar para baixo a partir de 24 defasagens, critério BIC
 tamanho da amostra: 165
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste sem constante

incluindo 11 defasagens de (1-L)dif_ocupind
 modelo: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,82319

estatística de teste: $\tau_{nc}(1) = -3,73161$
 p-valor assintótico 0,0001896
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,003
 diferenças defasadas: $F(11, 153) = 18,728 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2006:01-2019:09 (T = 165)
 Variável dependente: d_dif_ocupind

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
dif_ocupind_1	-1,82319	0,488580	-3,732	0,0002	***
d_dif_ocupind_1	0,647531	0,453549	1,428	0,1554	
d_dif_ocupind_2	0,501731	0,414936	1,209	0,2285	
d_dif_ocupind_3	0,419627	0,374318	1,121	0,2640	
d_dif_ocupind_4	0,224399	0,336805	0,6663	0,5063	
d_dif_ocupind_5	0,0435884	0,298207	0,1462	0,8840	
d_dif_ocupind_6	-0,0359199	0,259132	-0,1386	0,8899	
d_dif_ocupind_7	-0,168717	0,218372	-0,7726	0,4409	
d_dif_ocupind_8	-0,288510	0,178742	-1,614	0,1086	
d_dif_ocupind_9	-0,511147	0,141915	-3,602	0,0004	***
d_dif_ocupind_10	-0,584958	0,103080	-5,675	6,76e-08	***
d_dif_ocupind_11	-0,598454	0,0635051	-9,424	6,54e-017	***

AIC: 475,45 BIC: 512,721 HQC: 490,58

Teste ADF-GLS para primeira diferença da variável de nível de ocupação da indústria de SP

Tabela E.4: Resultado completo do aplicativo GRETL do teste ADF-GLS de raiz unitária para variável primeira diferença de ocupação industrial da indústria de São Paulo.

Teste Aumentado de Dickey-Fuller (GLS) para dif_ocupind
 testar para baixo a partir de 24 defasagens, critério BIC modificado
 tamanho da amostra: 163
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
 incluindo 13 defasagens de $(1-L)dif_ocupind$
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,126081
 estatística de teste: $\tau = -0,80863$
 p-valor assintótico 0,3659
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,002
 diferenças defasadas: $F(13, 149) = 17,873 [0,0000]$

Regressão aumentada de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2006:03-2019:09 (T = 163)
 Variável dependente: d_ydetrend

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
ydetrend_1	-0,126081	0,155919	-0,8086	0,3659	
d_ydetrend_1	-1,00486	0,169104	-5,942	1,91e-08	***
d_ydetrend_2	-1,18755	0,182768	-6,498	1,15e-09	***
d_ydetrend_3	-1,16324	0,181395	-6,413	1,78e-09	***
d_ydetrend_4	-1,23732	0,174819	-7,078	5,35e-011	***
d_ydetrend_5	-1,25485	0,168125	-7,464	6,50e-012	***
d_ydetrend_6	-1,20472	0,165482	-7,280	1,78e-011	***
d_ydetrend_7	-1,20145	0,159458	-7,535	4,39e-012	***
d_ydetrend_8	-1,19532	0,152708	-7,827	8,53e-013	***

d_ydetrend_9	-1,27441	0,143269	-8,895	1,81e-015 ***
d_ydetrend_10	-1,19071	0,138643	-8,588	1,09e-014 ***
d_ydetrend_11	-1,09130	0,132370	-8,244	7,97e-014 ***
d_ydetrend_12	-0,358637	0,116712	-3,073	0,0025 ***
d_ydetrend_13	-0,241340	0,0776847	-3,107	0,0023 ***

Estimativa GLS de b0: 0,441966

Teste ADF-GLS com Perron-Qu para primeira diferença da variável de nível de ocupação da indústria de SP

Tabela E.5: Resultado completo do aplicativo GRETl do teste ADF-GLS de raiz unitária para variável primeira diferença de ocupação industrial da indústria de São Paulo

Teste Aumentado de Dickey-Fuller (GLS) para dif_ocupind
 testar para baixo a partir de 24 defasagens, critério BIC modificado, Perron-Qu
 tamanho da amostra: 176
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante
 incluindo 0 defasagens de (1-L)dif_ocupind
 modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,904104
 estatística de teste: $\tau = -12,0112$
 p-valor assintótico 7,302e-025
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,004

Regressão de Dickey-Fuller
 MQO, usando as observações 2005:02-2019:09 (T = 176)
 Variável dependente: d_ydetrend

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
ydetrend_1	-0,904104	0,0752719	-12,01	7,30e-025	***

Estimativa GLS de b0: 0,441966

Teste KPSS para primeira diferença da variável de nível de ocupação da indústria de SP

Tabela E.6: Resultado completo do aplicativo GRETl do teste KPSS de raiz unitária para variável primeira diferença de ocupação industrial da indústria de São Paulo

Regressão KPSS
 MQO, usando as observações 2005:01-2019:09 (T = 177)
 Variável dependente: dif_ocupind

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	-0,0220650	0,108772	-0,2029	0,8395

AIC: 634,132 BIC: 637,308 HQC: 635,42

Estimação robusta da variância: 1,61508
 Soma dos quadrados dos resíduos acumulados: 1727,79

teste KPSS para dif_ocupind

T = 177

Parâmetro de truncagem da defasagem = 4

Estatística de teste = 0,0341468

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,349	0,462	0,738
Valor p > .10			

Apêndice F

Resultados do aplicativo GRETl para o Modelo VAR sem a variável ocupação industrial.

Tabela F.1: Resultado completo do aplicativo GRETl do VAR para avaliação da melhor defasagem.

Sistema VAR, máximo grau de defasagem 24

Os asteriscos abaixo indicam os melhores (isto é, os mínimos) valores dos respectivos critérios de informação. AIC = critério de Akaike, BIC = critério Bayesiano de Schwarz, e HQC = critério de Hannan-Quinn.

defas.	log.L	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	-1304,05001		17,255556	17,572464	17,384289
2	-1254,97200	0,00000	16,823163	17,456981*	17,080630
3	-1234,53755	0,00058	16,765197	17,715922	17,151397
4	-1215,61361	0,00159	16,726975	17,994609	17,241909
5	-1189,35164	0,00001	16,592832	18,177375	17,236499
6	-1175,77325	0,03977	16,624487	18,525938	17,396888
7	-1151,22039	0,00003	16,512685	18,731045	17,413819
8	-1113,18569	0,00000	16,224650	18,759918	17,254518
9	-1078,86161	0,00000	15,985119	18,837296	17,143721
10	-1041,92472	0,00000	15,711434	18,880520	16,998769
11	-1014,73598	0,00000	15,565176	19,051170	16,981245
12	-938,64759	0,00000	14,779707	18,582609	16,324509
13	-910,71094	0,00000	14,623672	18,743483	16,297208*
14	-901,55438	0,30588	14,713129	19,149849	16,515398
15	-885,48557	0,00960	14,712230	19,465858	16,643232
16	-875,67402	0,23768	14,793124	19,863661	16,852860
17	-865,01514	0,16662	14,862943	20,250388	17,051412
18	-853,97572	0,14066	14,927787	20,632141	17,244990
19	-839,91581	0,03059	14,953148	20,974410	17,399084
20	-816,26471	0,00006	14,853134	21,191304	17,427803
21	-807,29011	0,32688	14,944969	21,600048	17,648372
22	-793,91342	0,04431	14,979260	21,951248	17,811397
23	-740,06367	0,00000	14,484492	21,773389	17,445363
24	-695,10991	0,00000	14,106012*	21,711817	17,195616

Modelo VAR

O primeiro modelo VAR realizado foi utilizando a variável dependente salário e as explicativas vendas e nível de emprego, todas em primeira diferença.

Tabela F.2: Resultado completo do aplicativo GRETl do VAR com as variáveis salário, vendas e nível de emprego.

Sistema VAR, grau de defasagem 2					
Estimativas MQO, observações 2005:03-2019:09 (T = 175)					
Log da verossimilhança = -1264,684					
Determinante da matriz de covariâncias = 379,897					
AIC = 14,6935					
BIC = 15,0733					
HQC = 14,8476					
Teste Portmanteau: LB(43) = 907,969, gl = 369 [0,0000]					
Equação 1: dif_salario					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,306648	0,255342	1,201	0,2315	
dif_salario_1	-0,349422	0,0748798	-4,666	<0,0001	***
dif_salario_2	-0,281595	0,0729592	-3,860	0,0002	***
dif_vendas_1	0,0596334	0,0290188	2,055	0,0414	**
dif_vendas_2	0,0525895	0,0283851	1,853	0,0657	*
dif_nivel_1	1,70285	0,293248	5,807	<0,0001	***
dif_nivel_2	0,515017	0,338197	1,523	0,1297	
Média var. dependente	0,034130	D.P. var. dependente	4,008770		
Soma resíd. quadrados	1845,743	E.P. da regressão	3,314599		
R-quadrado	0,339915	R-quadrado ajustado	0,316341		
F(6, 168)	14,41880	P-valor(F)	3,10e-13		
rô	-0,047804	Durbin-Watson	2,095405		
Testes-F com zero restrições:					
Todas as defasagens de dif_salario F(2, 168) = 14,184 [0,0000]					
Todas as defasagens de dif_vendas F(2, 168) = 2,7149 [0,0691]					
Todas as defasagens de dif_nivel F(2, 168) = 24,846 [0,0000]					
Todas as variáveis, defasagem 2 F(3, 168) = 5,1414 [0,0020]					

Equação 2: dif_vendas

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	1,10708	0,563224	1,966	0,0510	*
dif_salario_1	0,446206	0,165167	2,702	0,0076	***
dif_salario_2	-0,566199	0,160931	-3,518	0,0006	***
dif_vendas_1	-0,505104	0,0640087	-7,891	<0,0001	***
dif_vendas_2	-0,400823	0,0626107	-6,402	<0,0001	***

dif_nivel_1	4,02986	0,646835	6,230	<0,0001	***
dif_nivel_2	1,29897	0,745982	1,741	0,0835	*
Média var. dependente	0,220527	D.P. var. dependente	10,39248		
Soma resíd. quadrados	8980,254	E.P. da regressão	7,311217		
R-quadrado	0,522140	R-quadrado ajustado	0,505073		
F(6, 168)	30,59454	P-valor(F)	1,17e-24		
rô	0,022783	Durbin-Watson	1,939436		

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de dif_salario F(2, 168) = 13,997 [0,0000]

Todas as defasagens de dif_vendas F(2, 168) = 37,036 [0,0000]

Todas as defasagens de dif_nivel F(2, 168) = 29,104 [0,0000]

Todas as variáveis, defasagem 2 F(3, 168) = 26,896 [0,0000]

Equação 3: dif_nivel

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,0857043	0,0669575	-1,280	0,2023	
dif_salario_1	-0,0662616	0,0196355	-3,375	0,0009	***
dif_salario_2	-0,0286221	0,0191318	-1,496	0,1365	
dif_vendas_1	0,0286061	0,00760951	3,759	0,0002	***
dif_vendas_2	0,00675850	0,00744331	0,9080	0,3652	
dif_nivel_1	0,378662	0,0768974	4,924	<0,0001	***
dif_nivel_2	0,00302455	0,0886842	0,03410	0,9728	

Média var. dependente	-0,128607	D.P. var. dependente	0,984111
Soma resíd. quadrados	126,9184	E.P. da regressão	0,869176
R-quadrado	0,246840	R-quadrado ajustado	0,219942
F(6, 168)	9,176703	P-valor(F)	1,09e-08
rô	-0,006745	Durbin-Watson	2,013266

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de dif_salario F(2, 168) = 5,818 [0,0036]

Todas as defasagens de dif_vendas F(2, 168) = 7,3236 [0,0009]

Todas as defasagens de dif_nivel F(2, 168) = 14,19 [0,0000]

Todas as variáveis, defasagem 2 F(3, 168) = 0,83647 [0,4756]

Para o sistema como um todo

Hipótese nula: a maior defasagem é 1

Hipótese alternativa: a maior defasagem é 2

Teste de razão de verossimilhança: Qui-quadrado(9) = 87,0057 [0,0000]

O modelo apresentou significância para quase todos os coeficientes conforme mostram as equações apresentadas na Tabela F.2, o que é um indício de um bom modelo.

A seguir está a matriz de covariância de equações cruzadas, apresentando na diagonal principal a variâncias dos erros de cada equação, acima da diagonal principal as correlações entre as 3 equações e abaixo as covariâncias entre as mesmas.

Equação-cruzada VCV para os resíduos
(correlações acima da diagonal)

10,547	(0,131)	(-0,114)
3,0417	51,316	(0,033)
-0,31542	0,20160	0,72525

log do determinante = 5,9399

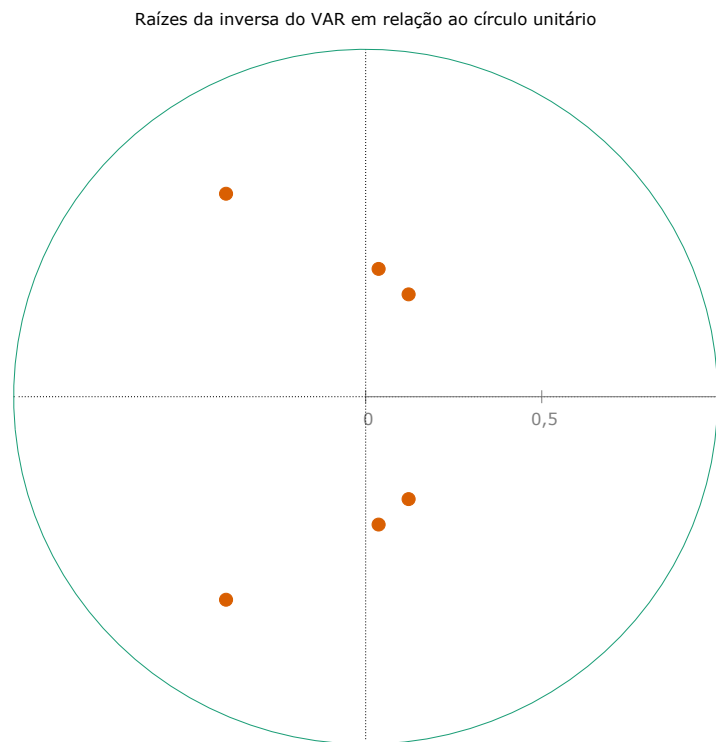


Figura F.1: Gráfico das raízes da inversa do VAR do modelo com salário, vendas e nível de emprego da indústria do estado de São Paulo

A Figura F.1 acima apresenta 6 raízes pelo fato de haver 3 variáveis com 2 defasagens.

O teste de autocorrelação apresentou p-valor tendendo a zero, rejeitamos a H_0 , o que significa que há evidências de autocorrelação dos resíduos desse modelo. A Tabela F.3 apresenta os resultados do teste.

Tabela F.3: Resultado completo do aplicativo GRETTL do teste de autocorrelação.

Teste para autocorrelação até a ordem 24

	Rao F	Approx dist.	p-value
lag 1	2,242	F(9, 396)	0,0188
lag 2	2,258	F(18, 453)	0,0024
lag 3	1,771	F(27, 459)	0,0107
lag 4	1,828	F(36, 455)	0,0030
lag 5	1,797	F(45, 449)	0,0017
lag 6	1,797	F(54, 441)	0,0008
lag 7	1,855	F(63, 433)	0,0002
lag 8	1,978	F(72, 425)	0,0000
lag 9	2,114	F(81, 416)	0,0000
lag 10	2,086	F(90, 407)	0,0000
lag 11	2,217	F(99, 399)	0,0000
lag 12	3,447	F(108, 390)	0,0000
lag 13	3,425	F(117, 381)	0,0000
lag 14	3,502	F(126, 372)	0,0000
lag 15	3,401	F(135, 363)	0,0000
lag 16	3,220	F(144, 354)	0,0000
lag 17	3,020	F(153, 345)	0,0000
lag 18	2,942	F(162, 336)	0,0000
lag 19	2,811	F(171, 327)	0,0000
lag 20	2,712	F(180, 318)	0,0000
lag 21	2,646	F(189, 309)	0,0000
lag 22	2,513	F(198, 300)	0,0000
lag 23	2,426	F(207, 291)	0,0000
lag 24	2,432	F(216, 282)	0,0000

Apêndice G

Resultados do aplicativo GRETL para o Modelo VAR com a variável ocupação industrial.

VAR com a variável ocupação industrial

Tabela G.1: Resultado completo do aplicativo GRETL do VAR com as variáveis salário, vendas, nível de emprego e ocupação industrial com duas defasagens.

Sistema VAR, grau de defasagem 2					
Estimativas MQO, observações 2005:03-2019:09 (T = 175)					
Log da verossimilhança = -1495,2881					
Determinante da matriz de covariâncias = 310,28714					
AIC = 17,5004					
BIC = 18,1515					
HQC = 17,7645					
Teste Portmanteau: LB(43) = 1327,06, gl = 656 [0,0000]					
Equação 1: dif_salario					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,278525	0,251658	1,107	0,2700	
dif_salario_1	-0,339236	0,0752759	-4,507	<0,0001	***
dif_salario_2	-0,260917	0,0719726	-3,625	0,0004	***
dif_vendas_1	0,0434920	0,0305844	1,422	0,1569	
dif_vendas_2	0,0684133	0,0299066	2,288	0,0234	**
dif_nivel_1	1,15920	0,362255	3,200	0,0016	***
dif_nivel_2	0,802901	0,390252	2,057	0,0412	**
dif_ocupind_1	0,528832	0,249782	2,117	0,0357	**
dif_ocupind_2	-0,323827	0,257233	-1,259	0,2098	
Média var. dependente	0,034130	D.P. var. dependente	4,008770		
Soma resíd. quadrados	1755,497	E.P. da regressão	3,251966		
R-quadrado	0,372190	R-quadrado ajustado	0,341934		
F(8, 166)	12,30138	P-valor(F)	9,30e-14		
rô	-0,052811	Durbin-Watson	2,105107		
Testes-F com zero restrições:					
Todas as defasagens de dif_salario F(2, 166) = 13,079 [0,0000]					
Todas as defasagens de dif_vendas F(2, 166) = 2,7369 [0,0677]					
Todas as defasagens de dif_nivel F(2, 166) = 9,2793 [0,0002]					
Todas as defasagens de dif_ocupind F(2, 166) = 4,2668 [0,0156]					
Todas as variáveis, defasagem 2 F(4, 166) = 3,9772 [0,0041]					

Equação 2: dif_vendas

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,971383	0,556081	1,747	0,0825	*
dif_salario_1	0,346286	0,166334	2,082	0,0389	**

dif_salario_2	-0,551170	0,159035	-3,466	0,0007	***
dif_vendas_1	-0,565151	0,0675813	-8,363	<0,0001	***
dif_vendas_2	-0,459970	0,0660837	-6,960	<0,0001	***
dif_nivel_1	3,31008	0,800461	4,135	<0,0001	***
dif_nivel_2	0,172427	0,862327	0,2000	0,8418	
dif_ocupind_1	1,05923	0,551935	1,919	0,0567	*
dif_ocupind_2	1,44978	0,568398	2,551	0,0117	**

Média var. dependente	0,220527	D.P. var. dependente	10,39248
Soma resíd. quadrados	8571,428	E.P. da regressão	7,185757
R-quadrado	0,543894	R-quadrado ajustado	0,521913
F(8, 166)	24,74385	P-valor(F)	8,55e-25
rô	0,040193	Durbin-Watson	1,903582

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de dif_salario F(2, 166) = 11,222 [0,0000]

Todas as defasagens de dif_vendas F(2, 166) = 41,973 [0,0000]

Todas as defasagens de dif_nivel F(2, 166) = 9,2683 [0,0002]

Todas as defasagens de dif_ocupind F(2, 166) = 3,9588 [0,0209]

Todas as variáveis, defasagem 2 F(4, 166) = 21,722 [0,0000]

Equação 3: dif_nivel

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,0731484	0,0666500	-1,098	0,2740	
dif_salario_1	-0,0620697	0,0199363	-3,113	0,0022	***
dif_salario_2	-0,0328857	0,0190614	-1,725	0,0863	*
dif_vendas_1	0,0347669	0,00810006	4,292	<0,0001	***
dif_vendas_2	0,00763771	0,00792056	0,9643	0,3363	
dif_nivel_1	0,509790	0,0959406	5,314	<0,0001	***
dif_nivel_2	0,0219793	0,103356	0,2127	0,8319	
dif_ocupind_1	-0,148604	0,0661531	-2,246	0,0260	**
dif_ocupind_2	-0,0320262	0,0681263	-0,4701	0,6389	

Média var. dependente	-0,128607	D.P. var. dependente	0,984111
Soma resíd. quadrados	123,1337	E.P. da regressão	0,861260
R-quadrado	0,269299	R-quadrado ajustado	0,234084
F(8, 166)	7,647385	P-valor(F)	1,08e-08
rô	-0,013924	Durbin-Watson	2,027479

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de dif_salario F(2, 166) = 5,2134 [0,0064]

Todas as defasagens de dif_vendas F(2, 166) = 9,676 [0,0001]

Todas as defasagens de dif_nivel F(2, 166) = 15,234 [0,0000]

Todas as defasagens de dif_ocupind F(2, 166) = 2,5511 [0,0811]

Todas as variáveis, defasagem 2 F(4, 166) = 0,87989 [0,4773]

Equação 4: dif_ocupind

<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>
---------------------	--------------------	----------------	----------------

const	0,0589704	0,100109	0,5891	0,5566	
dif_salario_1	-0,0572773	0,0299444	-1,913	0,0575	*
dif_salario_2	-0,0662086	0,0286304	-2,313	0,0220	**
dif_vendas_1	0,0287709	0,0121663	2,365	0,0192	**
dif_vendas_2	0,00298100	0,0118967	0,2506	0,8025	
dif_nivel_1	0,878077	0,144103	6,093	<0,0001	***
dif_nivel_2	0,00474984	0,155241	0,03060	0,9756	
dif_ocupind_1	-0,431401	0,0993623	-4,342	<0,0001	***
dif_ocupind_2	-0,118169	0,102326	-1,155	0,2498	

Média var. dependente	-0,035361	D.P. var. dependente	1,448829
Soma resíd. quadrados	277,7924	E.P. da regressão	1,293618
R-quadrado	0,239434	R-quadrado ajustado	0,202781
F(8, 166)	6,532330	P-valor(F)	2,15e-07
rô	-0,021605	Durbin-Watson	2,037658

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de dif_salario $F(2, 166) = 3,5137$ [0,0320]

Todas as defasagens de dif_vendas $F(2, 166) = 3,1503$ [0,0454]

Todas as defasagens de dif_nivel $F(2, 166) = 19,682$ [0,0000]

Todas as defasagens de dif_ocupind $F(2, 166) = 9,4449$ [0,0001]

Todas as variáveis, defasagem 2 $F(4, 166) = 2,4912$ [0,0451]

Para o sistema como um todo

Hipótese nula: a maior defasagem é 1

Hipótese alternativa: a maior defasagem é 2

Teste de razão de verossimilhança: Qui-quadrado(16) = 102,986 [0,0000]

A seguir é apresentada a matriz de covariância de equações cruzadas, apresentando na diagonal principal a variâncias dos erros de cada equação, acima da diagonal principal as correlações entre as 4 equações e abaixo as covariâncias entre as mesmas.

Equação-cruzada VCV para os resíduos
(correlações acima da diagonal)

10,031	(0,138)	(-0,087)	(0,057)
3,0522	48,980	(0,057)	(0,328)
-0,23168	0,33684	0,70362	(0,570)
0,22719	2,8887	0,60234	1,5874

log do determinante = 5,7375

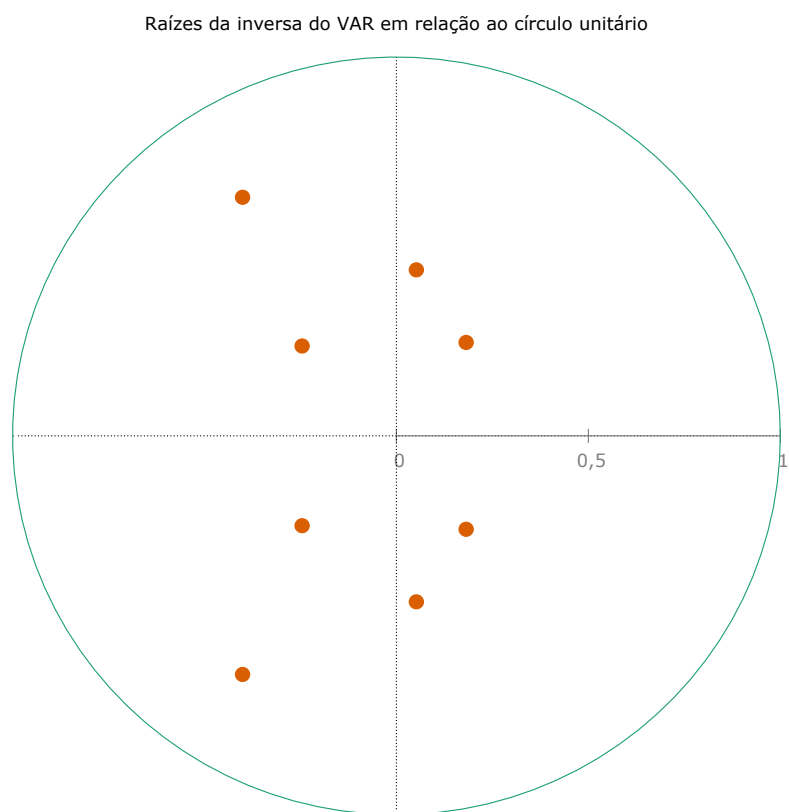


Figura G.1: Gráfico das raízes da inversa do VAR do modelo com salário, vendas, nível de emprego e ocupação da indústria do estado de São Paulo.

A Figura G.1 apresenta 8 raízes pelo fato de haver 4 variáveis com 2 defasagens.

Teste de autocorrelação para o modelo VAR com a variável nível de ocupação industrial também apresentou autocorrelação entre os resíduos, com p-valor tendendo a zero.

Tabela G.2: Resultado completo do aplicativo GRETl do teste de autocorrelação.

Teste para autocorrelação até a ordem 24

	Rao F	Approx dist.	p-value
lag 1	2,275	F(16, 486)	0,0033
lag 2	2,235	F(32, 573)	0,0002
lag 3	2,083	F(48, 583)	0,0000
lag 4	2,030	F(64, 577)	0,0000
lag 5	1,829	F(80, 566)	0,0001
lag 6	1,889	F(96, 553)	0,0000
lag 7	1,804	F(112, 538)	0,0000
lag 8	1,975	F(128, 523)	0,0000
lag 9	2,376	F(144, 508)	0,0000
lag 10	2,691	F(160, 492)	0,0000
lag 11	2,875	F(176, 477)	0,0000
lag 12	3,561	F(192, 461)	0,0000
lag 13	3,451	F(208, 445)	0,0000
lag 14	3,321	F(224, 430)	0,0000
lag 15	3,229	F(240, 414)	0,0000
lag 16	2,957	F(256, 398)	0,0000
lag 17	2,781	F(272, 382)	0,0000
lag 18	2,713	F(288, 366)	0,0000
lag 19	2,658	F(304, 350)	0,0000
lag 20	2,498	F(320, 334)	0,0000
lag 21	2,372	F(336, 318)	0,0000
lag 22	2,428	F(352, 302)	0,0000
lag 23	2,344	F(368, 286)	0,0000
lag 24	2,304	F(384, 270)	0,0000

Apêndice H

Resultados do aplicativo GRETTL para o Modelo VAR sem a variável ocupação industrial e com 13 defasagens.

VAR com 13 defasagens sem ocupação industrial

Tendo em vista que os modelos anteriores apresentaram autocorrelação entre os resíduos, foi realizado um novo modelo com 13 defasagens, seguindo o critério Hannan-Quinn. Abaixo o modelo é apresentado:

Tabela H.1: Resultado completo do aplicativo GRETTL do VAR com as variáveis salário, vendas e nível de emprego com 13 defasagens.

Sistema VAR, grau de defasagem 13					
Estimativas MQO, observações 2006:02-2019:09 (T = 164)					
Log da verossimilhança = -994,63609					
Determinante da matriz de covariâncias = 37,191387					
AIC = 13,5931					
BIC = 15,8613					
HQC = 14,5139					
Teste Portmanteau: LB(41) = 263,434, gl = 252 [0,2976]					
Equação 1: dif_salario					
	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,113744	0,293374	0,3877	0,6989	
dif_salario_1	-0,458470	0,0876085	-5,233	<0,0001	***
dif_salario_2	-0,256335	0,0929237	-2,759	0,0067	***
dif_salario_3	-0,155350	0,0953387	-1,629	0,1058	
dif_salario_4	-0,152660	0,0963007	-1,585	0,1155	
dif_salario_5	-0,00535002	0,0987531	-0,05418	0,9569	
dif_salario_6	-0,0525794	0,0998038	-0,5268	0,5993	
dif_salario_7	0,0177501	0,100317	0,1769	0,8598	
dif_salario_8	0,0309319	0,101026	0,3062	0,7600	
dif_salario_9	0,104164	0,0997628	1,044	0,2985	
dif_salario_10	-0,00435636	0,0979828	-0,04446	0,9646	
dif_salario_11	0,115567	0,0967546	1,194	0,2346	
dif_salario_12	0,306135	0,0946461	3,235	0,0016	***
dif_salario_13	0,104106	0,0985228	1,057	0,2927	
dif_vendas_1	0,0187204	0,0402726	0,4648	0,6429	
dif_vendas_2	0,0629676	0,0461514	1,364	0,1749	
dif_vendas_3	-0,0155352	0,0469220	-0,3311	0,7411	
dif_vendas_4	-0,0452262	0,0474449	-0,9532	0,3423	
dif_vendas_5	-0,00620044	0,0472419	-0,1312	0,8958	
dif_vendas_6	-0,0204204	0,0482010	-0,4237	0,6726	

dif_vendas_7	-0,0106740	0,0472793	-0,2258	0,8218	
dif_vendas_8	0,00574402	0,0471755	0,1218	0,9033	
dif_vendas_9	-0,00251571	0,0486399	-0,05172	0,9588	
dif_vendas_10	-0,124241	0,0489891	-2,536	0,0125	**
dif_vendas_11	-0,00333198	0,0493548	-0,06751	0,9463	
dif_vendas_12	0,107625	0,0490101	2,196	0,0300	**
dif_vendas_13	0,0752986	0,0428300	1,758	0,0812	*
dif_nivel_1	0,375396	0,471609	0,7960	0,4276	
dif_nivel_2	0,718873	0,444392	1,618	0,1083	
dif_nivel_3	0,299015	0,406413	0,7357	0,4633	
dif_nivel_4	-0,218771	0,408890	-0,5350	0,5936	
dif_nivel_5	0,595821	0,404079	1,475	0,1429	
dif_nivel_6	-0,00206539	0,393346	-0,005251	0,9958	
dif_nivel_7	-0,373032	0,392347	-0,9508	0,3436	
dif_nivel_8	0,730458	0,401138	1,821	0,0710	*
dif_nivel_9	-0,106868	0,403475	-0,2649	0,7916	
dif_nivel_10	-0,178004	0,408448	-0,4358	0,6637	
dif_nivel_11	-0,187376	0,405411	-0,4622	0,6448	
dif_nivel_12	0,0888494	0,396495	0,2241	0,8231	
dif_nivel_13	-0,430682	0,428873	-1,004	0,3172	
Média var. dependente	-0,010704	D.P. var. dependente	4,110446		
Soma resíd. quadrados	1037,412	E.P. da regressão	2,892443		
R-quadrado	0,623309	R-quadrado ajustado	0,504833		
F(39, 124)	5,261074	P-valor(F)	7,31e-13		
rô	-0,018412	Durbin-Watson	2,014969		

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de dif_salario F(13, 124) = 3,4124 [0,0002]

Todas as defasagens de dif_vendas F(13, 124) = 1,4934 [0,1288]

Todas as defasagens de dif_nivel F(13, 124) = 1,1626 [0,3148]

Todas as variáveis, defasagem 13 F(3, 124) = 1,6671 [0,1775]

Equação 2: dif_vendas

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,375609	0,636330	0,5903	0,5561	
dif_salario_1	0,344793	0,190023	1,814	0,0720	*
dif_salario_2	0,00435798	0,201552	0,02162	0,9828	
dif_salario_3	0,144283	0,206790	0,6977	0,4867	
dif_salario_4	0,299452	0,208877	1,434	0,1542	
dif_salario_5	0,273995	0,214196	1,279	0,2032	
dif_salario_6	0,0892318	0,216475	0,4122	0,6809	
dif_salario_7	0,0698888	0,217588	0,3212	0,7486	
dif_salario_8	0,170197	0,219125	0,7767	0,4388	
dif_salario_9	-0,199603	0,216386	-0,9224	0,3581	
dif_salario_10	-0,259333	0,212525	-1,220	0,2247	
dif_salario_11	0,200873	0,209861	0,9572	0,3403	
dif_salario_12	0,193142	0,205288	0,9408	0,3486	
dif_salario_13	0,251619	0,213696	1,177	0,2413	

dif_vendas_1	-0,632630	0,0873514	-7,242	<0,0001	***
dif_vendas_2	-0,262638	0,100103	-2,624	0,0098	***
dif_vendas_3	-0,0176603	0,101774	-0,1735	0,8625	
dif_vendas_4	-0,103366	0,102908	-1,004	0,3171	
dif_vendas_5	0,0396047	0,102468	0,3865	0,6998	
dif_vendas_6	0,0466165	0,104548	0,4459	0,6565	
dif_vendas_7	-0,179076	0,102549	-1,746	0,0832	*
dif_vendas_8	-0,0971880	0,102324	-0,9498	0,3441	
dif_vendas_9	0,0425118	0,105500	0,4030	0,6877	
dif_vendas_10	0,00993173	0,106258	0,09347	0,9257	
dif_vendas_11	-0,0347478	0,107051	-0,3246	0,7460	
dif_vendas_12	0,252018	0,106303	2,371	0,0193	**
dif_vendas_13	0,261302	0,0928984	2,813	0,0057	***
dif_nivel_1	2,10993	1,02292	2,063	0,0412	**
dif_nivel_2	0,572078	0,963888	0,5935	0,5539	
dif_nivel_3	-1,33908	0,881511	-1,519	0,1313	
dif_nivel_4	0,177149	0,886885	0,1997	0,8420	
dif_nivel_5	0,741622	0,876449	0,8462	0,3991	
dif_nivel_6	0,0846662	0,853169	0,09924	0,9211	
dif_nivel_7	-1,71088	0,851002	-2,010	0,0466	**
dif_nivel_8	0,384287	0,870070	0,4417	0,6595	
dif_nivel_9	-1,20647	0,875139	-1,379	0,1705	
dif_nivel_10	-1,00862	0,885925	-1,138	0,2571	
dif_nivel_11	0,988183	0,879339	1,124	0,2633	
dif_nivel_12	0,142365	0,860000	0,1655	0,8688	
dif_nivel_13	0,511657	0,930228	0,5500	0,5833	

Média var. dependente	0,325464	D.P. var. dependente	10,61709
Soma resíd. quadrados	4880,586	E.P. da regressão	6,273720
R-quadrado	0,734372	R-quadrado ajustado	0,650828
F(39, 124)	8,790217	P-valor(F)	5,50e-21
rô	0,006876	Durbin-Watson	1,922083

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de dif_salario $F(13, 124) = 1,3054 [0,2184]$

Todas as defasagens de dif_vendas $F(13, 124) = 6,4476 [0,0000]$

Todas as defasagens de dif_nivel $F(13, 124) = 1,9858 [0,0271]$

Todas as variáveis, defasagem 13 $F(3, 124) = 3,8068 [0,0119]$

Equação 3: dif_nivel

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,102689	0,0519703	-1,976	0,0504	*
dif_salario_1	0,0170284	0,0155196	1,097	0,2747	
dif_salario_2	0,0227450	0,0164612	1,382	0,1695	
dif_salario_3	0,0371055	0,0168890	2,197	0,0299	**
dif_salario_4	0,0348695	0,0170594	2,044	0,0431	**
dif_salario_5	0,0235763	0,0174938	1,348	0,1802	
dif_salario_6	0,0268608	0,0176800	1,519	0,1312	
dif_salario_7	0,0348683	0,0177709	1,962	0,0520	*

dif_salario_8	0,00977279	0,0178964	0,5461	0,5860	
dif_salario_9	0,00273109	0,0176727	0,1545	0,8774	
dif_salario_10	0,0122653	0,0173574	0,7066	0,4811	
dif_salario_11	0,0411071	0,0171398	2,398	0,0180	**
dif_salario_12	-0,0697544	0,0167663	-4,160	<0,0001	***
dif_salario_13	-0,0153577	0,0174530	-0,8799	0,3806	
dif_vendas_1	0,0141557	0,00713417	1,984	0,0494	**
dif_vendas_2	-0,00422897	0,00817559	-0,5173	0,6059	
dif_vendas_3	-0,0173715	0,00831210	-2,090	0,0387	**
dif_vendas_4	-0,0105570	0,00840473	-1,256	0,2114	
dif_vendas_5	-0,00174789	0,00836875	-0,2089	0,8349	
dif_vendas_6	0,00658417	0,00853867	0,7711	0,4421	
dif_vendas_7	0,00474961	0,00837538	0,5671	0,5717	
dif_vendas_8	0,0242414	0,00835700	2,901	0,0044	***
dif_vendas_9	2,34750e-05	0,00861642	0,002724	0,9978	
dif_vendas_10	0,00133968	0,00867828	0,1544	0,8776	
dif_vendas_11	0,0207278	0,00874306	2,371	0,0193	**
dif_vendas_12	0,0130677	0,00868199	1,505	0,1348	
dif_vendas_13	0,00644803	0,00758720	0,8499	0,3970	
dif_nivel_1	0,479924	0,0835441	5,745	<0,0001	***
dif_nivel_2	0,106999	0,0787227	1,359	0,1766	
dif_nivel_3	-0,0829907	0,0719948	-1,153	0,2512	
dif_nivel_4	-0,00986411	0,0724337	-0,1362	0,8919	
dif_nivel_5	-0,0135409	0,0715814	-0,1892	0,8503	
dif_nivel_6	0,00687291	0,0696800	0,09864	0,9216	
dif_nivel_7	-0,127686	0,0695031	-1,837	0,0686	*
dif_nivel_8	-0,0264157	0,0710604	-0,3717	0,7107	
dif_nivel_9	-0,124663	0,0714744	-1,744	0,0836	*
dif_nivel_10	0,0313850	0,0723553	0,4338	0,6652	
dif_nivel_11	-0,00504802	0,0718174	-0,07029	0,9441	
dif_nivel_12	0,454833	0,0702380	6,476	<0,0001	***
dif_nivel_13	-0,307018	0,0759736	-4,041	<0,0001	***

Média var. dependente	-0,135299	D.P. var. dependente	1,002320
Soma resíd. quadrados	32,55509	E.P. da regressão	0,512388
R-quadrado	0,801199	R-quadrado ajustado	0,738673
F(39, 124)	12,81384	P-valor(F)	4,18e-28
rô	-0,047261	Durbin-Watson	2,089963

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de dif_salario $F(13, 124) = 3,8668 [0,0000]$

Todas as defasagens de dif_vendas $F(13, 124) = 2,5397 [0,0039]$

Todas as defasagens de dif_nivel $F(13, 124) = 8,9769 [0,0000]$

Todas as variáveis, defasagem 13 $F(3, 124) = 6,5335 [0,0004]$

Para o sistema como um todo

Hipótese nula: a maior defasagem é 12

Hipótese alternativa: a maior defasagem é 13

Teste de razão de verossimilhança: Qui-quadrado(9) = 44,6909 [0,0000]

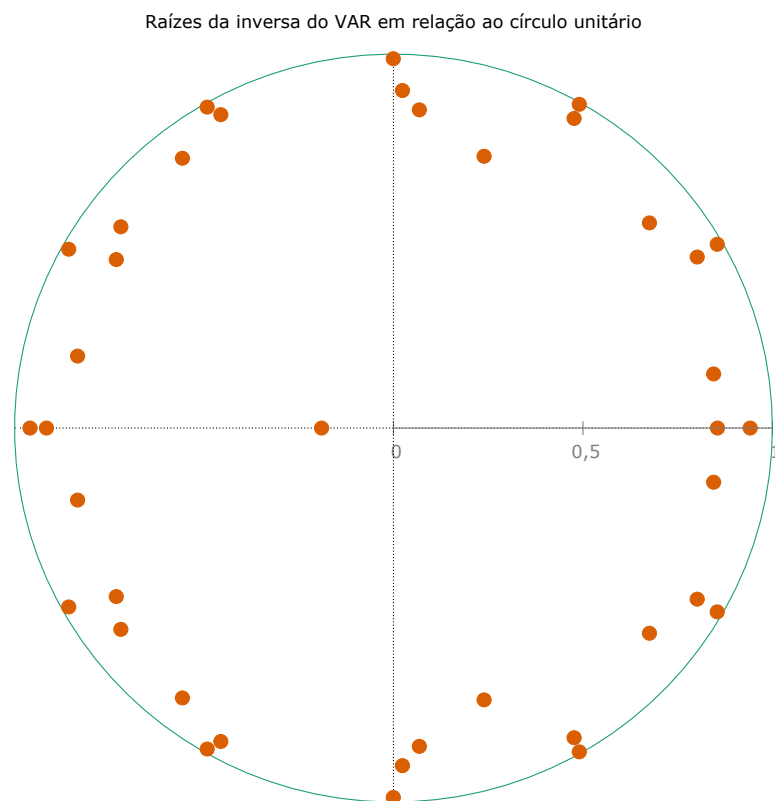


Figura H.1: Gráfico das raízes da inversa do VAR do modelo com salário, vendas e nível de emprego da indústria do estado de São Paulo om 13 defasagens.

A Figura H.1 apresenta as diversas raízes do modelo, sendo que algumas delas estão no limite do círculo unitário.

O teste de autocorrelação para este modelo é apresentado a seguir, não rejeitamos a hipótese nula até a defasagem 4, ou seja, podemos considerar que não há correlação entre os erros.

Teste para autocorrelação até a ordem 4

	Rao F	Approx dist.	p-value
lag 1	0,935	F(9, 289)	0,4946
lag 2	0,965	F(18, 328)	0,5004
lag 3	1,058	F(27, 330)	0,3898
lag 4	0,882	F(36, 325)	0,6665

O teste de normalidade de Doornik-Hansen:

Matriz de correlação dos resíduos, C (3 x 3)

1,0000	0,022197	0,016372
0,022197	1,0000	0,063530
0,016372	0,063530	1,0000

Autovalores de C

0,936177
0,990176
1,07365

Teste de Doornik-Hansen

Qui-quadrado(6) = 159,705 [0,0000]

Teste ARCH é apresentado abaixo e o efeito ARCH não está presente no modelo até a ordem m=4, ou seja, rejeita-se a hipótese nula de homocedasticidade.

Testar para ARCH até a ordem 4

	LM	df	p-value
lag 1	105,636	36	0,0000
lag 2	130,513	72	0,0000
lag 3	159,378	108	0,0010
lag 4	193,889	144	0,0035

Relembra-se que valores de m muito elevados não são apropriados para amostras pequenas e, em menor grau, essa regra também vale para o teste de autocorrelação dos resíduos.

Também, a seguir apresenta-se o teste ARCH equação a equação, ou seja, univariado, realizado através do *prompt* de comando do Gretl.

? modtest 4 --arch --univariate

Teste ARCH de ordem 4

Equação 1: dif_salario

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

alpha(0)	5,67130	3,13332	1,810	0,0722 *
alpha(1)	0,109068	0,0803190	1,358	0,1765
alpha(2)	-0,0189538	0,0807792	-0,2346	0,8148
alpha(3)	0,0177499	0,0807774	0,2197	0,8264
alpha(4)	-0,0126390	0,0802693	-0,1575	0,8751

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Estatística de teste: LM = 1,93689

com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 1,93689) = 0,747366$

Equação 2: dif_vendas

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

alpha(0)	14,2620	5,71724	2,495	0,0137	**
alpha(1)	-0,151710	0,0824673	-1,840	0,0677	*
alpha(2)	0,101347	0,0787003	1,288	0,1997	
alpha(3)	0,313509	0,0786440	3,986	0,0001	***
alpha(4)	0,278921	0,0822284	3,392	0,0009	***

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Estatística de teste: LM = 25,1489

com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 25,1489) = 4,69579\text{e-}005$

Equação 3: dif_nivel

coeficiente erro padrão razão-t p-valor

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
alpha(0)	0,169084	0,0450499	3,753	0,0002	***
alpha(1)	0,0565238	0,0803187	0,7037	0,4826	
alpha(2)	0,0879921	0,0804313	1,094	0,2757	
alpha(3)	-0,0208822	0,0803607	-0,2599	0,7953	
alpha(4)	0,0218884	0,0802973	0,2726	0,7855	

Hipótese nula: efeito ARCH não está presente

Estatística de teste: LM = 1,96384

com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 1,96384) = 0,74241$

Portanto, os resultados das equações analisadas individualmente, mostram que é a 2ª equação, da variável dif_vendas, que está rejeitando a hipótese nula de homocedasticidade. Um motivo para que isso ocorra, pode ser a maior inércia que as variáveis salário e nível de emprego apresentam, ao contrário da variável vendas que possui quedas e aumentos um pouco mais acentuados.

De maneira análoga também será feito o teste univariado de autocorrelação do modelo VAR em estudo, que corrobora o teste anterior.

? modtest 13 --autocorr --univariate

Teste para autocorrelação até a ordem 13

Equação 1:

Ljung-Box Q' = 5,23487 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(13) > 5,23487) = 0,97$

Equação 2:

Ljung-Box Q' = 4,04422 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(13) > 4,04422) = 0,991$

Equação 3:

Ljung-Box Q' = 12,4558 com p-valor = $P(\text{Qui-quadrado}(13) > 12,4558) = 0,491$

Portanto, não há evidências de autocorrelação em nenhuma das equações.

Apêndice I

Resultados do aplicativo GRETTL para o Modelo VAR com a variável ocupação industrial e com 13 defasagens.

Análise Granger: Modelo VAR com a variável Ocupação Industrial

Tabela I.1: Resultado completo do aplicativo GRETTL do VAR com as variáveis salário, vendas, nível de emprego e ocupação industrial com 13 defasagens.

Sistema VAR, grau de defasagem 13
 Estimativas MQO, observações 2006:02-2019:09 (T = 164)
 Log da verossimilhança = -1080,2208
 Determinante da matriz de covariâncias = 6,183695
 AIC = 15,7588
 BIC = 19,7659
 HQC = 17,3855
 Teste Portmanteau: LB(41) = 520,591, gl = 448 [0,0100]

Equação 1: dif_salario

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,0786846	0,277111	0,2839	0,7770	
dif_salario_1	-0,369003	0,0910151	-4,054	<0,0001	***
dif_salario_2	-0,0954797	0,0958992	-0,9956	0,3216	
dif_salario_3	-0,222753	0,0952786	-2,338	0,0212	**
dif_salario_4	-0,126296	0,0955332	-1,322	0,1889	
dif_salario_5	0,120078	0,100305	1,197	0,2338	
dif_salario_6	-0,117030	0,0979686	-1,195	0,2348	
dif_salario_7	-0,00156679	0,0977184	-0,01603	0,9872	
dif_salario_8	0,0825597	0,0993429	0,8311	0,4077	
dif_salario_9	0,0618610	0,0975650	0,6340	0,5274	
dif_salario_10	-0,0260791	0,0955025	-0,2731	0,7853	
dif_salario_11	0,208167	0,0959382	2,170	0,0322	**
dif_salario_12	0,265890	0,0949268	2,801	0,0060	***
dif_salario_13	0,0389422	0,0944005	0,4125	0,6808	
dif_vendas_1	0,00845518	0,0424559	0,1992	0,8425	
dif_vendas_2	0,108796	0,0499741	2,177	0,0316	**
dif_vendas_3	0,00868598	0,0506859	0,1714	0,8642	
dif_vendas_4	-0,0200900	0,0517072	-0,3885	0,6984	
dif_vendas_5	-0,0103468	0,0501297	-0,2064	0,8369	
dif_vendas_6	-0,0512370	0,0523470	-0,9788	0,3298	
dif_vendas_7	-0,0338111	0,0538668	-0,6277	0,5315	
dif_vendas_8	-0,0154651	0,0553407	-0,2795	0,7804	
dif_vendas_9	-0,0138100	0,0541106	-0,2552	0,7990	
dif_vendas_10	-0,178284	0,0547541	-3,256	0,0015	***
dif_vendas_11	-0,00024613	0,0562754	-0,004374	0,9965	
dif_vendas_12	0,111608	0,0542921	2,056	0,0422	**

dif_vendas_13	0,0357272	0,0471808	0,7572	0,4505	
dif_nivel_1	-0,158206	0,536741	-0,2948	0,7687	
dif_nivel_2	1,05983	0,507983	2,086	0,0392	**
dif_nivel_3	0,346764	0,484220	0,7161	0,4754	
dif_nivel_4	-0,378657	0,485348	-0,7802	0,4369	
dif_nivel_5	0,526603	0,489216	1,076	0,2841	
dif_nivel_6	-0,204021	0,445303	-0,4582	0,6477	
dif_nivel_7	-1,26242	0,444713	-2,839	0,0054	***
dif_nivel_8	1,26004	0,465903	2,705	0,0079	***
dif_nivel_9	-0,0867187	0,476731	-0,1819	0,8560	
dif_nivel_10	-0,990072	0,489364	-2,023	0,0455	**
dif_nivel_11	0,313432	0,489927	0,6398	0,5237	
dif_nivel_12	0,408302	0,480381	0,8500	0,3972	
dif_nivel_13	-0,706310	0,524261	-1,347	0,1806	
dif_ocupind_1	0,154773	0,335451	0,4614	0,6454	
dif_ocupind_2	-0,304611	0,374669	-0,8130	0,4180	
dif_ocupind_3	0,0229164	0,409345	0,05598	0,9555	
dif_ocupind_4	0,00121119	0,433670	0,002793	0,9978	
dif_ocupind_5	0,232537	0,422465	0,5504	0,5831	
dif_ocupind_6	0,343165	0,430297	0,7975	0,4269	
dif_ocupind_7	0,772547	0,438324	1,763	0,0807	*
dif_ocupind_8	-0,136804	0,436902	-0,3131	0,7548	
dif_ocupind_9	0,278003	0,429599	0,6471	0,5189	
dif_ocupind_10	0,883721	0,392192	2,253	0,0262	**
dif_ocupind_11	-0,263656	0,374897	-0,7033	0,4834	
dif_ocupind_12	0,161356	0,322927	0,4997	0,6183	
dif_ocupind_13	0,593666	0,332271	1,787	0,0767	*
Média var. dependente	-0,010704	D.P. var. dependente	4,110446		
Soma resíd. quadrados	797,6875	E.P. da regressão	2,680741		
R-quadrado	0,710354	R-quadrado ajustado	0,574664		
F(52, 111)	5,235126	P-valor(F)	1,40e-13		
rô	-0,041686	Durbin-Watson	2,071438		

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de dif_salarioF(13, 111) = 3,0862 [0,0006]

Todas as defasagens de dif_vendas F(13, 111) = 2,7001 [0,0024]

Todas as defasagens de dif_nivelF(13, 111) = 2,1743 [0,0151]

Todas as defasagens de dif_ocupindF(13, 111) = 2,566 [0,0039]

Todas as variáveis, defasagem 13 F(4, 111) = 1,6228 [0,1735]

Equação 2: dif_vendas

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,309616	0,614612	0,5038	0,6154	
dif_salario_1	0,373318	0,201865	1,849	0,0671	*
dif_salario_2	-0,176506	0,212698	-0,8298	0,4084	
dif_salario_3	0,179751	0,211321	0,8506	0,3968	
dif_salario_4	0,446886	0,211886	2,109	0,0372	**
dif_salario_5	0,394810	0,222468	1,775	0,0787	*

dif_salario_6	-0,0311388	0,217287	-0,1433	0,8863	
dif_salario_7	0,00147805	0,216732	0,006820	0,9946	
dif_salario_8	0,190698	0,220335	0,8655	0,3886	
dif_salario_9	-0,224312	0,216392	-1,037	0,3022	
dif_salario_10	-0,291862	0,211818	-1,378	0,1710	
dif_salario_11	0,215779	0,212784	1,014	0,3128	
dif_salario_12	0,180295	0,210541	0,8563	0,3937	
dif_salario_13	0,361610	0,209373	1,727	0,0869	*
dif_vendas_1	-0,509716	0,0941641	-5,413	<0,0001	****
dif_vendas_2	-0,158038	0,110839	-1,426	0,1567	
dif_vendas_3	0,119942	0,112418	1,067	0,2883	
dif_vendas_4	-0,0331869	0,114683	-0,2894	0,7728	
dif_vendas_5	0,0598080	0,111184	0,5379	0,5917	
dif_vendas_6	0,180729	0,116102	1,557	0,1224	
dif_vendas_7	-0,282573	0,119473	-2,365	0,0198	**
dif_vendas_8	-0,174261	0,122742	-1,420	0,1585	
dif_vendas_9	-0,0835301	0,120013	-0,6960	0,4879	
dif_vendas_10	-0,0473896	0,121441	-0,3902	0,6971	
dif_vendas_11	-0,0275890	0,124815	-0,2210	0,8255	
dif_vendas_12	0,101969	0,120416	0,8468	0,3989	
dif_vendas_13	0,300777	0,104644	2,874	0,0049	****
dif_nivel_1	1,67736	1,19045	1,409	0,1616	
dif_nivel_2	1,70874	1,12667	1,517	0,1322	
dif_nivel_3	-0,400652	1,07396	-0,3731	0,7098	
dif_nivel_4	0,264198	1,07647	0,2454	0,8066	
dif_nivel_5	-0,268633	1,08505	-0,2476	0,8049	
dif_nivel_6	0,350291	0,987651	0,3547	0,7235	
dif_nivel_7	-2,01492	0,986342	-2,043	0,0434	**
dif_nivel_8	-0,0748942	1,03334	-0,07248	0,9424	
dif_nivel_9	-3,11074	1,05735	-2,942	0,0040	****
dif_nivel_10	-0,167715	1,08537	-0,1545	0,8775	
dif_nivel_11	1,60473	1,08662	1,477	0,1426	
dif_nivel_12	0,0315720	1,06545	0,02963	0,9764	
dif_nivel_13	0,282787	1,16277	0,2432	0,8083	
dif_ocupind_1	-1,46191	0,744006	-1,965	0,0519	*
dif_ocupind_2	-0,868679	0,830989	-1,045	0,2981	
dif_ocupind_3	-1,58193	0,907897	-1,742	0,0842	*
dif_ocupind_4	0,487759	0,961848	0,5071	0,6131	
dif_ocupind_5	-0,699143	0,936997	-0,7462	0,4572	
dif_ocupind_6	-1,01131	0,954368	-1,060	0,2916	
dif_ocupind_7	0,989655	0,972171	1,018	0,3109	
dif_ocupind_8	0,482804	0,969018	0,4982	0,6193	
dif_ocupind_9	2,01625	0,952819	2,116	0,0366	**
dif_ocupind_10	-1,06347	0,869853	-1,223	0,2241	
dif_ocupind_11	0,151491	0,831494	0,1822	0,8558	
dif_ocupind_12	0,806882	0,716229	1,127	0,2624	
dif_ocupind_13	1,03130	0,736952	1,399	0,1645	

Média var. dependente	0,325464	D.P. var. dependente	10,61709
Soma resíd. quadrados	3923,986	E.P. da regressão	5,945690

R-quadrado	0,786435	R-quadrado ajustado	0,686387
F(52, 111)	7,860561	P-valor(F)	7,52e-20
rô	-0,003902	Durbin-Watson	1,966463

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de dif_salarioF(13, 111) = 2,1366 [0,0171]
 Todas as defasagens de dif_vendas F(13, 111) = 5,3546 [0,0000]
 Todas as defasagens de dif_nivelF(13, 111) = 2,2862 [0,0103]
 Todas as defasagens de dif_ocupindF(13, 111) = 2,0815 [0,0206]
 Todas as variáveis, defasagem 13 F(4, 111) = 4,5946 [0,0018]

Equação 3: dif_nivel

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-0,109241	0,0491355	-2,223	0,0282	**
dif_salario_1	0,0187051	0,0161382	1,159	0,2489	
dif_salario_2	0,0175091	0,0170042	1,030	0,3054	
dif_salario_3	0,0309665	0,0168942	1,833	0,0695	*
dif_salario_4	0,0477348	0,0169393	2,818	0,0057	****
dif_salario_5	0,0150030	0,0177853	0,8436	0,4007	
dif_salario_6	0,0251438	0,0173712	1,447	0,1506	
dif_salario_7	0,0373290	0,0173268	2,154	0,0334	**
dif_salario_8	0,0226081	0,0176148	1,283	0,2020	
dif_salario_9	0,00302490	0,0172996	0,1749	0,8615	
dif_salario_10	0,0221063	0,0169339	1,305	0,1944	
dif_salario_11	0,0517006	0,0170111	3,039	0,0030	****
dif_salario_12	-0,0495962	0,0168318	-2,947	0,0039	****
dif_salario_13	-0,00564282	0,0167385	-0,3371	0,7367	
dif_vendas_1	0,0172641	0,00752800	2,293	0,0237	**
dif_vendas_2	0,00272205	0,00886108	0,3072	0,7593	
dif_vendas_3	-0,0147916	0,00898728	-1,646	0,1026	
dif_vendas_4	-0,00657162	0,00916838	-0,7168	0,4750	
dif_vendas_5	-0,00245446	0,00888867	-0,2761	0,7830	
dif_vendas_6	-0,00070950	0,00928182	-0,07644	0,9392	
dif_vendas_7	-0,0122507	0,00955131	-1,283	0,2023	
dif_vendas_8	0,00334414	0,00981265	0,3408	0,7339	
dif_vendas_9	-0,00761627	0,00959454	-0,7938	0,4290	
dif_vendas_10	-0,00707961	0,00970864	-0,7292	0,4674	
dif_vendas_11	0,0187615	0,00997838	1,880	0,0627	*
dif_vendas_12	0,00658460	0,00962671	0,6840	0,4954	
dif_vendas_13	0,00742220	0,00836579	0,8872	0,3769	
dif_nivel_1	0,382550	0,0951713	4,020	0,0001	****
dif_nivel_2	-0,0265742	0,0900721	-0,2950	0,7685	
dif_nivel_3	-0,120254	0,0858587	-1,401	0,1641	
dif_nivel_4	-0,170089	0,0860587	-1,976	0,0506	*
dif_nivel_5	-0,0171888	0,0867446	-0,1982	0,8433	
dif_nivel_6	-0,0750483	0,0789582	-0,9505	0,3439	
dif_nivel_7	-0,188091	0,0788536	-2,385	0,0188	**
dif_nivel_8	-0,178855	0,0826109	-2,165	0,0325	**
dif_nivel_9	-0,166523	0,0845308	-1,970	0,0513	*

dif_nivel_10	0,00447395	0,0867708	0,05156	0,9590	
dif_nivel_11	0,106797	0,0868706	1,229	0,2215	
dif_nivel_12	0,382200	0,0851780	4,487	<0,0001	***
dif_nivel_13	-0,205144	0,0929584	-2,207	0,0294	**
dif_ocupind_1	0,0609830	0,0594800	1,025	0,3075	
dif_ocupind_2	0,176642	0,0664339	2,659	0,0090	***
dif_ocupind_3	0,185841	0,0725823	2,560	0,0118	**
dif_ocupind_4	0,181220	0,0768955	2,357	0,0202	**
dif_ocupind_5	0,118672	0,0749087	1,584	0,1160	
dif_ocupind_6	0,183726	0,0762974	2,408	0,0177	**
dif_ocupind_7	0,257122	0,0777208	3,308	0,0013	***
dif_ocupind_8	0,295163	0,0774686	3,810	0,0002	***
dif_ocupind_9	0,185161	0,0761736	2,431	0,0167	**
dif_ocupind_10	0,183465	0,0695409	2,638	0,0095	***
dif_ocupind_11	0,0733794	0,0664742	1,104	0,2720	
dif_ocupind_12	0,219681	0,0572593	3,837	0,0002	***
dif_ocupind_13	0,0110969	0,0589160	0,1884	0,8509	

Média var. dependente	-0,135299	D.P. var. dependente	1,002320
Soma resíd. quadrados	25,07932	E.P. da regressão	0,475331
R-quadrado	0,846851	R-quadrado ajustado	0,775105
F(52, 111)	11,80351	P-valor(F)	4,43e-27
rô	-0,016401	Durbin-Watson	2,027276

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de dif_salarioF(13, 111) = 3,5621 [0,0001]

Todas as defasagens de dif_vendas F(13, 111) = 1,6913 [0,0724]

Todas as defasagens de dif_nivelF(13, 111) = 6,9284 [0,0000]

Todas as defasagens de dif_ocupindF(13, 111) = 2,5452 [0,0042]

Todas as variáveis, defasagem 13 F(4, 111) = 1,5722 [0,1867]

Equação 4: dif_ocupind

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	0,0110505	0,0817788	0,1351	0,8928	
dif_salario_1	0,00618679	0,0268597	0,2303	0,8183	
dif_salario_2	0,0119376	0,0283010	0,4218	0,6740	
dif_salario_3	0,0670914	0,0281179	2,386	0,0187	**
dif_salario_4	0,00818118	0,0281930	0,2902	0,7722	
dif_salario_5	-0,0180952	0,0296011	-0,6113	0,5422	
dif_salario_6	-0,00111858	0,0289117	-0,03869	0,9692	
dif_salario_7	-0,00990939	0,0288379	-0,3436	0,7318	
dif_salario_8	-0,0106469	0,0293173	-0,3632	0,7172	
dif_salario_9	-0,0447915	0,0287926	-1,556	0,1226	
dif_salario_10	-0,0412503	0,0281840	-1,464	0,1461	
dif_salario_11	0,00439461	0,0283125	0,1552	0,8769	
dif_salario_12	-0,00473156	0,0280141	-0,1689	0,8662	
dif_salario_13	0,0221697	0,0278587	0,7958	0,4279	
dif_vendas_1	0,0144532	0,0125292	1,154	0,2512	
dif_vendas_2	-0,00367828	0,0147480	-0,2494	0,8035	

dif_vendas_3	0,0155623	0,0149580	1,040	0,3004	
dif_vendas_4	0,0121408	0,0152594	0,7956	0,4279	
dif_vendas_5	0,0267988	0,0147939	1,811	0,0728	*
dif_vendas_6	0,0145757	0,0154482	0,9435	0,3475	
dif_vendas_7	-0,0244351	0,0158968	-1,537	0,1271	
dif_vendas_8	-0,00859178	0,0163317	-0,5261	0,5999	
dif_vendas_9	-0,0217158	0,0159687	-1,360	0,1766	
dif_vendas_10	-0,0146333	0,0161586	-0,9056	0,3671	
dif_vendas_11	0,000311035	0,0166075	0,01873	0,9851	
dif_vendas_12	-0,00230384	0,0160222	-0,1438	0,8859	
dif_vendas_13	0,0193906	0,0139236	1,393	0,1665	
dif_nivel_1	0,916442	0,158399	5,786	<0,0001	***
dif_nivel_2	0,163089	0,149912	1,088	0,2790	
dif_nivel_3	-0,0177107	0,142899	-0,1239	0,9016	
dif_nivel_4	-0,0628704	0,143232	-0,4389	0,6616	
dif_nivel_5	0,175371	0,144374	1,215	0,2271	
dif_nivel_6	0,0780793	0,131414	0,5941	0,5536	
dif_nivel_7	-0,283682	0,131240	-2,162	0,0328	**
dif_nivel_8	-0,196360	0,137494	-1,428	0,1561	
dif_nivel_9	0,0754523	0,140689	0,5363	0,5928	
dif_nivel_10	-0,0338457	0,144417	-0,2344	0,8151	
dif_nivel_11	-0,0526843	0,144583	-0,3644	0,7163	
dif_nivel_12	0,339396	0,141766	2,394	0,0183	**
dif_nivel_13	-0,119438	0,154716	-0,7720	0,4418	
dif_ocupind_1	-0,518655	0,0989957	-5,239	<0,0001	***
dif_ocupind_2	-0,356735	0,110569	-3,226	0,0016	***
dif_ocupind_3	-0,367322	0,120803	-3,041	0,0029	***
dif_ocupind_4	-0,354440	0,127981	-2,769	0,0066	***
dif_ocupind_5	-0,458114	0,124675	-3,674	0,0004	***
dif_ocupind_6	-0,203035	0,126986	-1,599	0,1127	
dif_ocupind_7	-0,0797278	0,129355	-0,6163	0,5389	
dif_ocupind_8	-0,107588	0,128935	-0,8344	0,4058	
dif_ocupind_9	-0,208541	0,126780	-1,645	0,1028	
dif_ocupind_10	-0,0743296	0,115741	-0,6422	0,5221	
dif_ocupind_11	-0,0672828	0,110637	-0,6081	0,5443	
dif_ocupind_12	0,240674	0,0952997	2,525	0,0130	**
dif_ocupind_13	-0,228750	0,0980571	-2,333	0,0215	**

Média var. dependente	-0,026698	D.P. var. dependente	1,450575
Soma resíd. quadrados	69,47154	E.P. da regressão	0,791119
R-quadrado	0,797447	R-quadrado ajustado	0,702557
F(52, 111)	8,403930	P-valor(F)	5,59e-21
rô	0,010660	Durbin-Watson	1,976901

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de dif_salarioF(13, 111) = 1,0876 [0,3771]

Todas as defasagens de dif_vendas F(13, 111) = 1,1993 [0,2892]

Todas as defasagens de dif_nivelF(13, 111) = 5,5803 [0,0000]

Todas as defasagens de dif_ocupindF(13, 111) = 5,2973 [0,0000]

Todas as variáveis, defasagem 13 F(4, 111) = 1,977 [0,1029]

Para o sistema como um todo
Hipótese nula: a maior defasagem é 12
Hipótese alternativa: a maior defasagem é 13
Teste de razão de verossimilhança: Qui-quadrado(16) = 57,5348 [0,0000]

Apêndice J

Os resultados da decomposição histórica do modelo com a variável ocupação industrial, seguido da apresentação dos gráficos de decomposição para cada uma das variáveis.

Tabela J.1: Resultado completo do aplicativo GRETl da decomposição histórica do modelo com as variáveis salário, vendas e nível de emprego com 13 defasagens.

Optimizationmethod = Scoringalgorithm

Unconstrained Sigma:

6,43296	0,41857	0,00657	0,01463
0,41857	31,64505	0,14127	1,54582
0,00657	0,14127	0,20225	0,07551
0,01463	1,54582	0,07551	0,56025

	coeficiente	erro padrão	z	p-valor

C[1; 1]	2,53633	0,134425	18,87	2,09e-079 ***
C[2; 1]	0,165029	0,421550	0,3915	0,6954
C[3; 1]	0,00259205	0,0337080	0,07690	0,9387
C[4; 1]	0,00576772	0,0561017	0,1028	0,9181
C[1; 2]	0,000000	0,000000	NA	NA
C[2; 2]	5,62297	0,298017	18,87	2,09e-079 ***
C[3; 2]	0,0250483	0,0336816	0,7437	0,4571
C[4; 2]	0,274742	0,0541782	5,071	3,96e-07 ***
C[1; 3]	0,000000	0,000000	NA	NA
C[2; 3]	0,000000	0,000000	NA	NA
C[3; 3]	0,449019	0,0237980	18,87	2,09e-079 ***
C[4; 3]	0,152817	0,0515524	2,964	0,0030 ***
C[1; 4]	0,000000	0,000000	NA	NA
C[2; 4]	0,000000	0,000000	NA	NA
C[3; 4]	0,000000	0,000000	NA	NA
C[4; 4]	0,679253	0,0360003	18,87	2,09e-079 ***

Log-likelihood = -1264,82

A figuras a seguir apresentam os gráficos de decomposições históricas das variáveis. É difícil analisar todo período amostral devido à visualização e à grande quantidade de informação em apenas um gráfico, assim como pelo fato de as variáveis estarem em primeira diferença e oscilarem em torno de zero, porém, mais uma vez é possível verificar a tendência de que a própria variável é a maior responsável por sua variação.



Figura J.1: Decomposição Histórica da variável salário da indústria de São Paulo em modelo com a variável ocupação industrial.

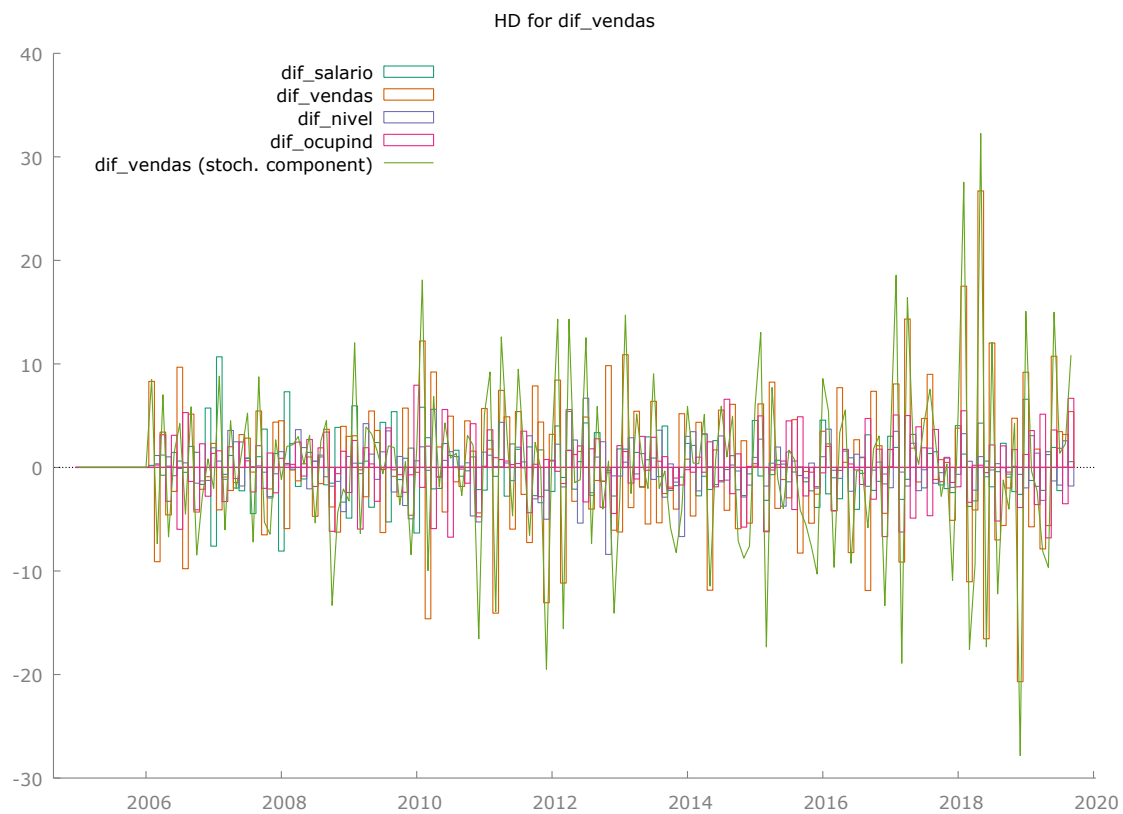


Figura J.2: Decomposição Histórica da variável vendas da indústria de São Paulo em modelo com a variável ocupação industrial.

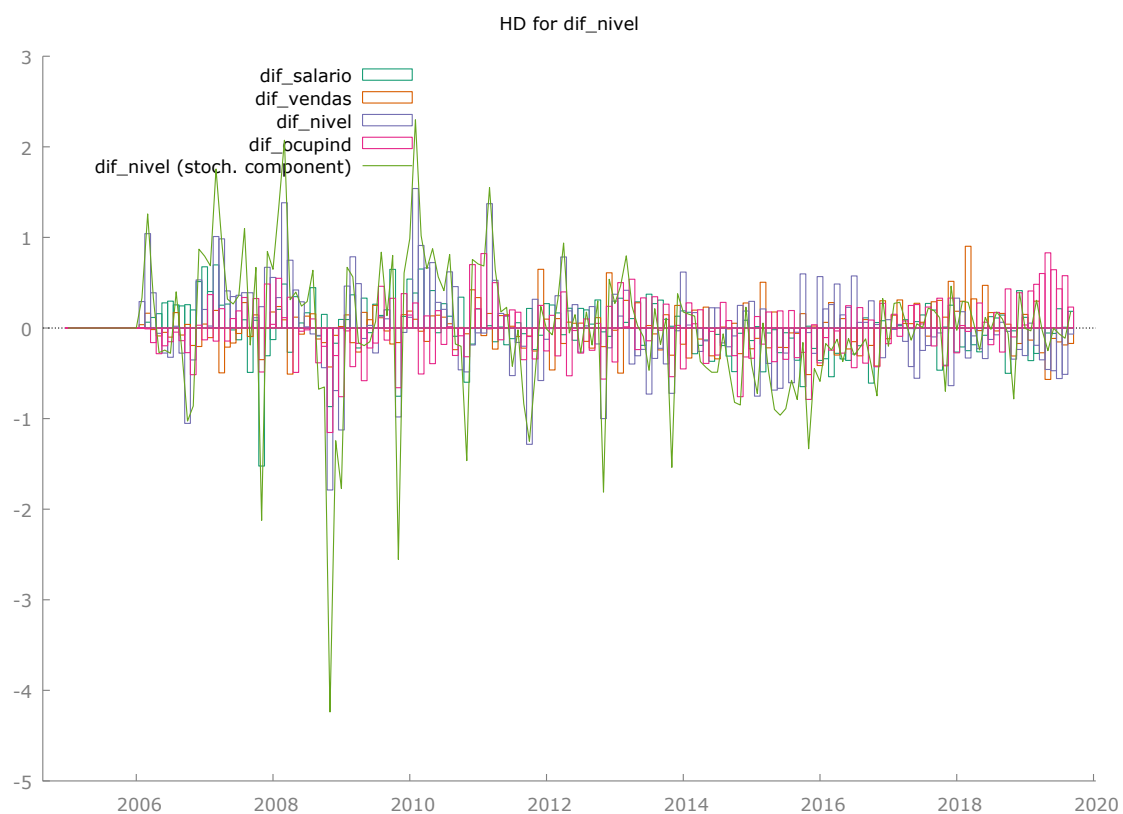


Figura J.3: Decomposição Histórica da variável nível de emprego da indústria de São Paulo em modelo com a variável ocupação industrial.

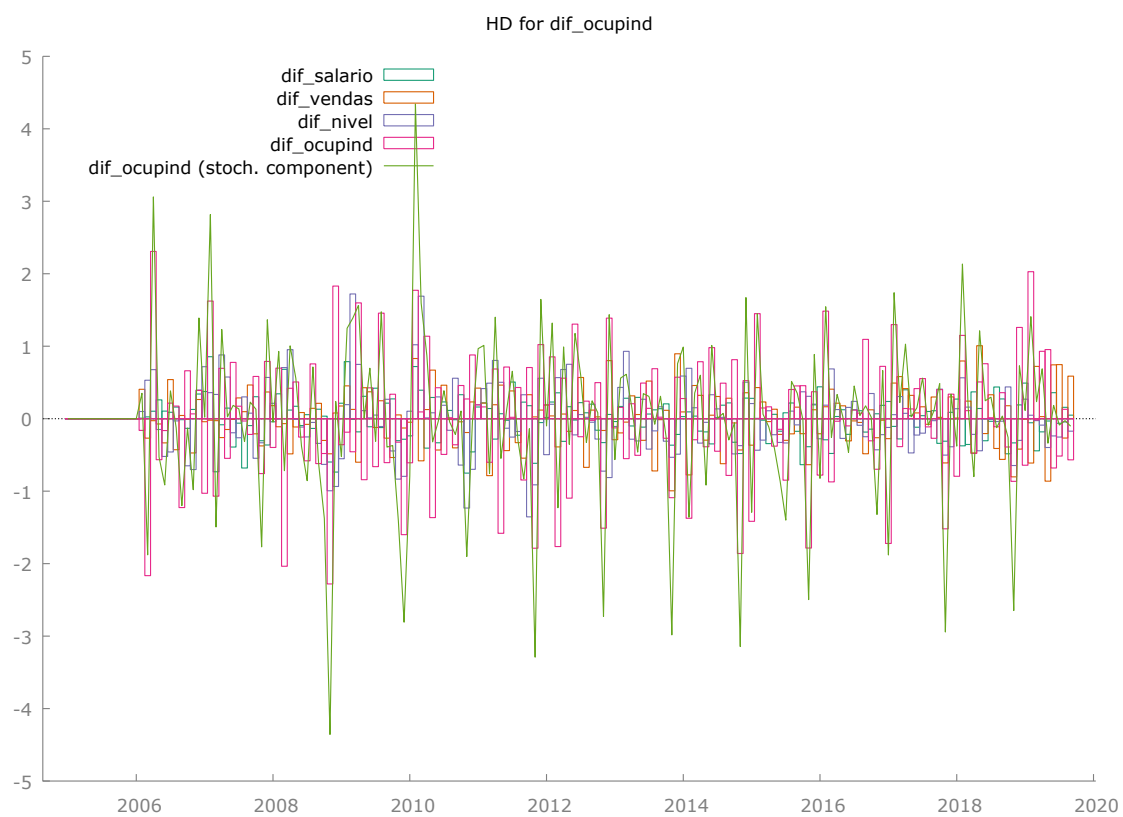


Figura J.4: Decomposição Histórica da variável ocupação da indústria de São Paulo.

Para o caso do salário, os dados de toda decomposição histórica foram retirados do aplicativo GRETl e analisados, transformados na Tabela J.2 da decomposição histórica (os percentuais foram calculados em módulo).

Tabela J.2: Resultado completo do aplicativo GRETl da decomposição histórica do modelo com as variáveis salário, vendas e nível de emprego com 13 defasagens.

Período	Salário	Vendas	Nível de emprego	Ocupação industrial	Componente estocástica	Percentual da componente			
						Salário	Vendas	Nível de emprego	Ocupação industrial
2006,08	3,05725	0,00000	0,00000	0,00000	3,05725	1,00000	0,00000	0,00000	0,00000
2006,17	0,73238	0,12723	-0,03084	-0,02498	0,80379	0,80004	0,13898	0,03369	0,02729
2006,25	0,42771	0,62832	0,21103	-0,27331	0,99375	0,27766	0,40790	0,13700	0,17743
2006,33	0,74954	-0,85796	1,06208	1,18398	2,13764	0,19451	0,22264	0,27561	0,30724
2006,42	0,38918	0,34520	0,18420	-1,05649	-0,13790	0,19705	0,17478	0,09326	0,53491
2006,50	-2,38138	-0,66243	-0,32239	-0,12742	-3,49361	0,68164	0,18961	0,09228	0,03647
2006,58	-0,12405	0,00841	0,04221	-0,60414	-0,67756	0,15928	0,01080	0,05420	0,77573
2006,67	5,07334	1,11526	-0,43356	-0,83726	4,91777	0,68013	0,14951	0,05812	0,11224
2006,75	0,74342	-1,48885	-0,11194	-0,31986	-1,17723	0,27905	0,55886	0,04202	0,12007
2006,83	15,96180	1,31721	0,82955	2,45522	20,56378	0,77621	0,06405	0,04034	0,11940
2006,92	-12,35929	-1,98462	-1,68247	-2,95704	-18,98341	0,65106	0,10454	0,08863	0,15577
2007,00	1,40520	1,24334	-0,44804	-0,39471	1,80579	0,40249	0,35613	0,12833	0,11306
2007,08	-4,40853	0,37166	0,73751	1,22124	-2,07812	0,65419	0,05515	0,10944	0,18122
2007,17	0,90320	-0,23460	-0,22854	-0,67558	-0,23551	0,44233	0,11489	0,11192	0,33085
2007,25	3,69449	0,19122	0,45984	-0,61526	3,73029	0,74474	0,03855	0,09269	0,12402
2007,33	-5,41888	-2,36224	1,42296	3,05464	-3,30352	0,44204	0,19270	0,11608	0,24918
2007,42	2,48483	1,32096	-0,27883	-2,18215	1,34480	0,39651	0,21079	0,04449	0,34821
2007,50	-2,38981	-0,59802	-0,09715	-0,03614	-3,12111	0,76569	0,19160	0,03113	0,01158
2007,58	-1,15966	1,21326	1,36004	0,89941	2,31305	0,25034	0,26191	0,29359	0,19416
2007,67	1,39439	-0,12555	0,38266	0,21186	1,86336	0,65945	0,05938	0,18097	0,10020
2007,75	-0,06805	0,13746	-0,58029	-0,02916	-0,54003	0,08350	0,16867	0,71204	0,03578
2007,83	2,71998	-0,08049	0,72799	-0,33739	3,03010	0,70359	0,02082	0,18831	0,08727
2007,92	-2,37787	-1,14994	0,14622	0,38353	-2,99806	0,58603	0,28341	0,03604	0,09452
2008,00	-0,53306	0,78904	-0,17079	0,34878	0,43398	0,28944	0,42844	0,09274	0,18938
2008,08	0,87087	0,23615	0,48727	-0,16673	1,42756	0,49452	0,13410	0,27670	0,09468
2008,17	0,59039	0,63490	0,77084	0,12893	2,12506	0,27782	0,29877	0,36274	0,06067
2008,25	-0,40847	-1,54594	0,56094	0,38720	-1,00627	0,14073	0,53262	0,19326	0,13340
2008,33	-2,14730	-0,77786	1,54093	1,39999	0,01576	0,36605	0,13260	0,26268	0,23866
2008,42	2,14276	0,76319	0,48926	0,10775	3,50296	0,61170	0,21787	0,13967	0,03076
2008,50	-1,86177	0,06773	-0,46112	-0,79636	-3,05153	0,58418	0,02125	0,14469	0,24988
2008,58	1,15639	1,60404	0,49121	0,26933	3,52096	0,32843	0,45557	0,13951	0,07649
2008,67	-2,40719	-0,76048	0,71561	-0,74193	-3,19399	0,52045	0,16442	0,15472	0,16041
2008,75	1,40046	-0,10756	-0,95591	-0,34143	-0,00444	0,49921	0,03834	0,34074	0,12171

2008,83	6,72273	-1,48737	0,22892	0,09531	5,55959	0,78773	0,17428	0,02682	0,01117
2008,92	-5,68888	0,10260	-0,85300	-0,31980	-6,75908	0,81686	0,01473	0,12248	0,04592
2009,00	-1,03558	0,90116	-1,46036	-2,33822	-3,93299	0,18056	0,15713	0,25463	0,40769
2009,08	0,51220	0,03145	-0,55398	-0,18704	-0,19738	0,39870	0,02448	0,43122	0,14560
2009,17	1,93630	-0,00759	-0,69410	0,62324	1,85784	0,59373	0,00233	0,21283	0,19111
2009,25	0,17715	-0,66753	0,86406	-2,12834	-1,75466	0,04617	0,17397	0,22519	0,55468
2009,33	-1,47864	0,72892	1,40077	0,39486	1,04590	0,36937	0,18208	0,34991	0,09864
2009,42	3,20296	-0,08550	0,36040	-0,38033	3,09753	0,79494	0,02122	0,08945	0,09439
2009,50	-1,83621	-0,06653	-2,44306	-0,00197	-4,34777	0,42233	0,01530	0,56191	0,00045
2009,58	3,66078	0,50092	1,50428	-0,78035	4,88562	0,56789	0,07771	0,23335	0,12105
2009,67	1,68109	0,44286	-0,75956	-0,35000	1,01438	0,51990	0,13696	0,23490	0,10824
2009,75	-1,50290	-0,65168	1,28670	2,12435	1,25647	0,27003	0,11709	0,23119	0,38169
2009,83	3,35278	-2,29688	-0,99318	-0,55194	-0,48921	0,46600	0,31924	0,13804	0,07671
2009,92	-2,28792	0,28534	-0,32840	-1,81995	-4,15092	0,48456	0,06043	0,06955	0,38545
2010,00	-0,71459	2,05085	-0,96325	1,13575	1,50877	0,14690	0,42160	0,19802	0,23348
2010,08	1,87440	0,33213	-0,54008	1,03734	2,70380	0,49536	0,08777	0,14273	0,27414
2010,17	0,95731	-0,25198	0,58354	0,72336	2,01223	0,38046	0,10014	0,23192	0,28748
2010,25	-1,94553	-0,48268	2,87228	-0,60112	-0,15705	0,32966	0,08179	0,48669	0,10186
2010,33	1,57559	0,15849	0,67393	-0,52935	1,87866	0,53640	0,05396	0,22943	0,18021
2010,42	0,14391	1,82706	0,00095	-0,86962	1,10228	0,05064	0,64298	0,00033	0,30604
2010,50	3,12587	-1,39636	-0,39780	-2,45866	-1,12694	0,42364	0,18924	0,05391	0,33321
2010,58	-1,23917	-0,24894	0,79371	2,05601	1,36160	0,28567	0,05739	0,18297	0,47397
2010,67	-0,40190	0,40135	0,31693	1,89637	2,21276	0,13323	0,13305	0,10506	0,62865
2010,75	0,28951	-0,91250	2,58010	-1,21538	0,74172	0,05793	0,18259	0,51628	0,24320
2010,83	-2,39509	0,29409	-1,97147	-1,89559	-5,96807	0,36532	0,04486	0,30070	0,28913
2010,92	-1,17663	-1,16049	-1,39076	0,39320	-3,33469	0,28552	0,28160	0,33748	0,09541
2011,00	-0,76516	2,68376	0,17963	0,71453	2,81276	0,17618	0,61794	0,04136	0,16452
2011,08	-0,70298	-0,14114	-1,09521	1,94134	0,00200	0,18115	0,03637	0,28222	0,50026
2011,17	2,75608	-0,27148	1,12259	-0,88142	2,72577	0,54776	0,05395	0,22311	0,17518
2011,25	0,89560	-0,47801	1,55661	0,38093	2,35513	0,27048	0,14436	0,47011	0,11504
2011,33	-1,84432	-0,81353	1,16333	1,76982	0,27529	0,32987	0,14551	0,20807	0,31655
2011,42	1,76091	1,72505	-0,69978	-0,61903	2,16715	0,36649	0,35903	0,14564	0,12884
2011,50	-0,33099	-0,73189	-0,75315	-0,14034	-1,95637	0,16919	0,37410	0,38497	0,07174
2011,58	0,10148	-0,31113	0,96676	0,44721	1,20432	0,05556	0,17034	0,52927	0,24484
2011,67	0,07159	0,20957	0,59046	-0,13643	0,73519	0,07102	0,20790	0,58575	0,13534
2011,75	0,07435	-0,05460	-0,86457	0,95768	0,11285	0,03810	0,02798	0,44310	0,49082
2011,83	-1,96046	-0,71283	0,19067	-1,46388	-3,94650	0,45299	0,16471	0,04406	0,33825
2011,92	1,17789	0,23276	-2,80018	-1,55289	-2,94242	0,20436	0,04038	0,48583	0,26942
2012,00	-0,85675	2,37146	-0,39203	1,75992	2,88259	0,15924	0,44078	0,07287	0,32711
2012,08	-0,01241	-1,36236	0,28589	-0,15531	-1,24419	0,00684	0,75021	0,15743	0,08553
2012,17	4,46769	-1,29813	0,19399	-0,69219	2,67136	0,67163	0,19515	0,02916	0,10406
2012,25	-1,74744	-0,33464	1,84767	0,29945	0,06504	0,41318	0,07913	0,43688	0,07081
2012,33	0,86216	0,45452	-0,19777	0,21836	1,33727	0,49755	0,26230	0,11413	0,12602
2012,42	2,72681	1,50043	-0,87501	-1,49053	1,86171	0,41361	0,22759	0,13272	0,22608
2012,50	-3,45074	-1,04058	1,50502	2,39779	-0,58852	0,41109	0,12397	0,17929	0,28565

2012,58	1,59818	0,06241	-1,15411	-0,56089	-0,05441	0,47345	0,01849	0,34190	0,16616
2012,67	-0,27650	-0,58160	1,59871	-0,87539	-0,13478	0,08298	0,17454	0,47978	0,26271
2012,75	2,60916	1,10576	0,19914	-0,49404	3,42002	0,59190	0,25085	0,04518	0,11208
2012,83	-2,84144	-0,04674	-1,60865	-0,80767	-5,30450	0,53567	0,00881	0,30326	0,15226
2012,92	-0,39729	-1,87394	-0,29582	0,05142	-2,51563	0,15173	0,71566	0,11297	0,01964
2013,00	1,87341	2,85937	-1,83129	0,40830	3,30979	0,26869	0,41010	0,26265	0,05856
2013,08	1,74680	-1,35047	0,62134	-0,76264	0,25503	0,38980	0,30136	0,13865	0,17019
2013,17	3,19001	-0,41122	1,01708	-0,25065	3,54523	0,65517	0,08446	0,20889	0,05148
2013,25	-2,21197	0,00835	0,93627	1,16950	-0,09784	0,51131	0,00193	0,21642	0,27034
2013,33	0,99017	-0,64939	0,22508	0,04955	0,61541	0,51728	0,33925	0,11758	0,02589
2013,42	-1,35326	2,35659	0,20873	0,19737	1,40942	0,32879	0,57255	0,05071	0,04795
2013,50	1,43145	-0,46805	-2,21789	1,25861	0,00412	0,26627	0,08706	0,41255	0,23412
2013,58	1,89006	-0,36318	0,08531	0,23821	1,85041	0,73350	0,14094	0,03311	0,09245
2013,67	0,45755	-1,42851	1,94214	-0,90554	0,06564	0,09666	0,30177	0,41028	0,19129
2013,75	0,69358	0,64296	-1,25315	1,44108	1,52447	0,17207	0,15951	0,31090	0,35752
2013,83	-5,96876	1,21004	-1,15813	-2,01805	-7,93489	0,57641	0,11686	0,11184	0,19489
2013,92	-0,20244	-2,13851	-1,46138	-0,04140	-3,84373	0,05267	0,55636	0,38020	0,01077
2014,00	4,02028	0,30459	-0,84760	0,11876	3,59603	0,75980	0,05757	0,16019	0,02245
2014,08	-1,71461	0,11505	0,63782	0,50986	-0,45189	0,57589	0,03864	0,21422	0,17125
2014,17	1,28594	0,75530	1,35244	-1,09747	2,29622	0,28633	0,16818	0,30114	0,24436
2014,25	-3,95689	0,26336	0,47899	0,55669	-2,65785	0,75284	0,05011	0,09113	0,10592
2014,33	-0,12424	-0,45567	0,02644	-0,25809	-0,81156	0,14372	0,52713	0,03059	0,29856
2014,42	0,02214	0,26717	-0,25340	1,09413	1,13004	0,01353	0,16322	0,15481	0,66844
2014,50	-0,36475	-0,14168	-1,25474	0,21288	-1,54829	0,18477	0,07177	0,63561	0,10784
2014,58	0,05866	-0,01802	0,88974	-0,95661	-0,02622	0,03051	0,00937	0,46268	0,49745
2014,67	1,15055	-1,41104	1,74604	-1,18003	0,30551	0,20966	0,25713	0,31817	0,21503
2014,75	-0,63404	0,37398	-0,85411	1,94237	0,82820	0,16666	0,09830	0,22450	0,51055
2014,83	-6,07019	0,24369	-1,26734	-0,50656	-7,60039	0,75054	0,03013	0,15670	0,06263
2014,92	2,75713	-0,47167	-1,21458	-2,36584	-1,29496	0,40491	0,06927	0,17837	0,34745
2015,00	-0,26941	1,00468	0,65378	0,71410	2,10316	0,10197	0,38028	0,24746	0,27029
2015,08	0,89155	-1,49691	0,59949	-0,68733	-0,69319	0,24258	0,40729	0,16311	0,18701
2015,17	-1,42744	1,86430	1,54772	-0,07103	1,91356	0,29069	0,37966	0,31519	0,01446
2015,25	-1,24975	0,56787	-0,47055	0,29776	-0,85467	0,48329	0,21960	0,18197	0,11515
2015,33	1,15114	-1,91867	-1,05962	0,29672	-1,53042	0,26008	0,43349	0,23940	0,06704
2015,42	-1,89206	0,78646	0,23946	-1,56632	-2,43247	0,42193	0,17538	0,05340	0,34929
2015,50	-0,93123	-1,18278	-0,57590	0,48311	-2,20680	0,29348	0,37276	0,18150	0,15225
2015,58	-1,66685	1,82703	-0,82237	-0,21838	-0,88057	0,36758	0,40291	0,18135	0,04816
2015,67	-2,76099	-1,48099	1,38635	1,99724	-0,85839	0,36207	0,19421	0,18180	0,26191
2015,75	3,57843	0,66299	-2,03694	-0,22329	1,98119	0,55039	0,10197	0,31330	0,03434
2015,83	-4,57517	-0,47684	-0,21818	-2,39842	-7,66861	0,59661	0,06218	0,02845	0,31276
2015,92	-0,62969	-1,13653	-0,16599	-0,96980	-2,90201	0,21698	0,39164	0,05720	0,33418
2016,00	-0,18281	0,52196	0,19190	0,23123	0,76228	0,16208	0,46277	0,17014	0,20501
2016,08	0,93732	-1,75867	-0,10874	0,18911	-0,74098	0,31308	0,58743	0,03632	0,06317
2016,17	-3,47478	2,81687	1,87545	0,38256	1,60009	0,40642	0,32947	0,21936	0,04475
2016,25	0,10298	-0,39128	-0,27487	-1,03904	-1,60221	0,05695	0,21640	0,15201	0,57464

2016,33	1,73620	0,14705	-0,93116	-1,18335	-0,23126	0,43429	0,03678	0,23292	0,29600
2016,42	-3,02476	-0,72616	1,81174	0,61885	-1,32031	0,48932	0,11747	0,29309	0,10011
2016,50	0,01558	0,54889	-0,42771	-0,47860	-0,34185	0,01059	0,37319	0,29081	0,32541
2016,58	-0,08510	-0,13305	-0,95519	1,21309	0,03976	0,03566	0,05575	0,40026	0,50833
2016,67	0,63611	-0,67756	2,23096	-0,03553	2,15399	0,17768	0,18925	0,62315	0,00992
2016,75	1,52975	0,31959	-0,07540	-0,18442	1,58952	0,72529	0,15152	0,03575	0,08744
2016,83	-3,05495	-2,48023	-1,46522	-1,04957	-8,04997	0,37950	0,30810	0,18202	0,13038
2016,92	-1,62353	0,79493	0,36336	-0,26529	-0,73053	0,53281	0,26088	0,11925	0,08706
2017,00	4,69632	0,57063	0,89960	-0,56198	5,60458	0,69797	0,08481	0,13370	0,08352
2017,08	0,04326	-0,39444	-0,45710	0,94204	0,13375	0,02355	0,21474	0,24885	0,51286
2017,17	-0,63986	1,28303	0,78387	0,44844	1,87549	0,20279	0,40664	0,24844	0,14213
2017,25	0,40976	0,81064	0,13128	-0,33394	1,01774	0,24309	0,48091	0,07788	0,19811
2017,33	1,31114	0,21878	-0,78734	-0,59758	0,14500	0,44982	0,07506	0,27011	0,20501
2017,42	-1,23059	-0,15321	-0,26355	1,02956	-0,61780	0,45970	0,05724	0,09845	0,38461
2017,50	-1,64348	0,47784	0,16662	-0,33708	-1,33608	0,62608	0,18203	0,06347	0,12841
2017,58	0,88910	-0,72163	-1,05999	0,09500	-0,79752	0,32147	0,26092	0,38326	0,03435
2017,67	-0,19224	-0,15133	0,22397	0,94659	0,82699	0,12696	0,09995	0,14792	0,62517
2017,75	1,46043	0,53902	-0,01014	0,80760	2,79691	0,51840	0,19133	0,00360	0,28667
2017,83	-4,40450	0,30539	-0,32703	-1,76666	-6,19280	0,64738	0,04489	0,04807	0,25967
2017,92	-1,71871	-0,36477	-0,71049	-0,29079	-3,08475	0,55716	0,11825	0,23032	0,09427
2018,00	2,66567	0,90051	0,29740	1,03199	4,89558	0,54451	0,18394	0,06075	0,21080
2018,08	4,70255	-1,66644	-0,77378	-0,08154	2,18079	0,65093	0,23067	0,10711	0,01129
2018,17	-3,41918	1,58869	0,66026	1,14960	-0,02064	0,50151	0,23302	0,09685	0,16862
2018,25	-1,39439	2,38724	0,80666	-1,44953	0,34998	0,23094	0,39538	0,13360	0,24008
2018,33	0,44630	-0,96754	-1,12248	-0,33823	-1,98195	0,15526	0,33659	0,39049	0,11766
2018,42	0,45689	-0,85078	-0,40894	0,64331	-0,15952	0,19360	0,36051	0,17329	0,27260
2018,50	-1,93490	2,11102	0,50083	-0,27484	0,40211	0,40130	0,43783	0,10387	0,05700
2018,58	0,75554	-0,66089	-1,19713	0,57762	-0,52486	0,23676	0,20710	0,37514	0,18101
2018,67	-0,82185	1,52646	0,59523	-0,74055	0,55930	0,22308	0,41434	0,16157	0,20101
2018,75	1,56615	-1,35727	0,65330	0,59590	1,45809	0,37534	0,32528	0,15657	0,14281
2018,83	-1,93515	-1,36901	-0,80160	-1,08011	-5,18587	0,37316	0,26399	0,15457	0,20828
2018,92	0,90287	-1,02820	-0,62445	0,66711	-0,08267	0,28017	0,31906	0,19377	0,20701
2019,00	-0,66184	0,31346	0,18675	1,27688	1,11525	0,27137	0,12852	0,07657	0,52354
2019,08	0,40889	1,22731	-0,01525	-0,53297	1,08798	0,18719	0,56185	0,00698	0,24399
2019,17	1,35678	-1,94109	0,00047	1,80151	1,21768	0,26604	0,38062	0,00009	0,35325
2019,25	-1,24449	1,43038	0,45863	-0,60562	0,03889	0,33283	0,38254	0,12266	0,16197
2019,33	1,83591	-0,27459	-0,39025	-0,89662	0,27445	0,54039	0,08082	0,11487	0,26392
2019,42	-2,85791	0,90701	-1,17781	2,30693	-0,82177	0,39421	0,12511	0,16246	0,31821
2019,50	-0,89663	-0,63427	0,02933	0,45095	-1,05062	0,44582	0,31537	0,01458	0,22422
2019,58	-0,22415	0,85218	-0,02011	0,27737	0,88530	0,16316	0,62031	0,01464	0,20190
2019,67	1,18750	-1,77528	-1,12660	1,11799	-0,59640	0,22804	0,34092	0,21635	0,21469
Média									
						0,37836	0,21846	0,19851	0,20467