

Emprego, Salário e Demanda Agregada: Análise Teórica e Evidências Empíricas para o Brasil e a Europa (1990/2012)

Maria de Fátima Garcia/UEM
Eliane Cristina de Araújo/UEM
Elisângela Luzia Araújo/PPGE-UFRGS
Mara Lucy Castilho/UEM

Resumo: A crise atual do capitalismo que atingiu principalmente as economias dos países centrais tem suscitado medidas para combatê-las a partir das concepções, clássica e neoclássica do mercado de trabalho, em especial aquelas referentes às reduções salariais, como mecanismo de incentivo ao emprego. Tais medidas partem do pressuposto clássico de que salário e nível de emprego guardam entre si uma relação inversa de causalidade tal que uma queda no salário causa uma elevação no nível de emprego. No entanto, essa forma de pensar foi superada por dois grandes teóricos do século XX: John Maynard Keynes e Michal Kalecki. O primeiro inverteu a relação de causalidade entre salário e emprego admitida pelos clássicos, de tal modo que desarrumou todo seu esquema lógico-formal, provando ser este uma falácia. Do mesmo modo, Kalecki (1987) argumentou sobre a inconsistência da abordagem clássica da relação entre o salário e a demanda agregada, propondo uma nova interpretação teórica sobre a relação salário emprego. Diante disto, o presente estudo faz uma discussão reflexiva sobre a crise atual do capitalismo e as medidas de política econômica adotadas para o seu enfrentamento, buscando desvendar suas contradições teóricas. Com este intuito, realiza-se um estudo empírico sobre uma possível relação de causalidade entre nível de emprego e salário para o Brasil e para alguns países da Europa, considerando o período 1990/2012. Para o caso dos países europeus utiliza-se a técnica dos dados em painel, enquanto para o Brasil realiza-se uma análise de séries temporais. A hipótese levantada afirma que a relação admitida pelos clássicos não se sustenta, ou seja, a queda salarial não leva ao aumento do nível de emprego.

Palavras-chave: salário, emprego, política econômica, países centrais, Brasil.

Abstracts: The current crisis of capitalism, which mainly affected the economies of developed countries has raised measures to combat them from conception classical and neoclassical of the labor market, especially those related to salary reductions as a mechanism to encourage employment. Such measures are based on the classical assumption that wages and employment have among themselves a causal inverse relationship such that a drop in earnings would lead to an increase in employment. However, this way of thinking has been superseded by two great theorists of the twentieth century: John Maynard Keynes and Michael Kalecki. The first, in his *General Theory of Employment, Interest and Money*, published in 1936 as a result of the analysis on the crisis of 1929, reversed the causal relationship between wages and employment permitted by the classics, so that all their ruffled formal-logical schema, proving that this is a fallacy. One of the theses defended by Keynes referred to the denial of the classical mechanism for determining wages and employment equilibrium by the forces of supply and demand of skilled labor. Similarly, Kalecki (1987) argued about the inconsistency of the classical approach of the relationship between income and aggregate demand, proposing a new theoretical interpretation of the wage employment. Given this, the present study is a reflective discussion on the current crisis of capitalism and the economic policy measures adopted to face them, seeking to uncover their theoretical contradictions. To this end, we make an empirical study on a possible causal relationship between employment and wages for Brazil and some European countries, considering the period 1990/2012. For the case of European countries using the technique of panel data, while in Brazil carried out a time series analysis. The hypothesis states that the ratio permitted by the classics does not hold, ie, falling wages does not lead to increased employment.

Keywords: wage, employment, economic policy, the central countries, Brazil.

Área 13: Economia do Trabalho

Jel cod.: E12, E24, J20

1. INTRODUÇÃO

A crise atual do capitalismo atingiu principalmente os países centrais aonde se vem enfrentando uma queda acentuada na demanda externa e, por conseguinte, uma elevação na taxa de desemprego aberto.

As tentativas de superação dessa crise, sejam nos Estados Unidos, sejam na Europa, têm-se caracterizado fortemente por medidas de austeridade fiscal, ancoradas nas reduções salariais generalizadas. Paul Krugman, referindo-se ao que denominou de *Falling Wage Syndrom*, é categórico quando afirma, em artigo publicado no *The New York Times*, em 04 de maio de 2009: os salários estão caindo em toda a América. Em 16 de dezembro do mesmo ano, este autor manifestou-se novamente no *The Times* para alertar sobre o que seria uma “falácia de composição”: a crença de que o corte de salários elevaria o emprego em geral.

Tais medidas de reduções salariais (tomadas como mecanismo de incentivo ao emprego) estão ancoradas no pressuposto clássico de que salário e nível de emprego guardam entre si uma relação inversa de causalidade tal que uma queda no salário elevaria o nível de emprego.

No entanto, essa forma de pensar foi criticada radicalmente por dois grandes teóricos do século XX: John Maynard Keynes e Michal Kalecki. O primeiro inverteu a referida relação admitida pelos clássicos e neoclássicos, desarrumando todo seu esquema lógico-formal e provando ser este uma falácia. Uma das teses defendida por Keynes remetia para a negação do mecanismo clássico de determinação do salário e do emprego de equilíbrio pelas forças de oferta e demanda de mão-de-obra. Também Kalecki (1987) argumentou que se existe uma relação significativa entre salário e emprego, esta se dá no mesmo sentido e que as variações salariais vão influenciar a distribuição de renda. Deste modo, provou ser inconsistente o referido pressuposto clássico de que mudanças salariais repercutem de modo inverso sobre o nível de emprego.

No referido artigo de 4 de maio de 2009 publicado no *The Times*, Paul Krugman observa que, embora ainda haja aumentos salariais para alguns grupos de trabalhadores, conforme o *Bureau of Labor Statistics*, os cortes salariais proliferam de modo significativo. Como exemplo, o autor faz referência aos cortes salariais ocorridos para os trabalhadores da Chrysler e do próprio jornal *The Times*.

No seu entender, os trabalhadores, de um modo geral, estão aceitando os cortes salariais a fim de salvar seus empregos, de modo tal que os sindicatos não reagem, adotando a estratégia de cederem os anéis para assegurarem os dedos. Mas esta seria uma estratégia equivocada, pois os trabalhadores estariam apenas postergando a perda do emprego. Referindo-se ao que qualificou um paradoxo, Krugman afirma que: *Soon we may be facing the paradoxo of wages: workers at any one company can help save their jobs by accepting lower wages, but when employers across the economy cut wages at the same time, the results is higher unemployment.*

Krugman chama a atenção para o caso do Japão, onde os salários do setor privado caíram em média 1% a.a. no período 1997/2003, como uma lição cabal de como a deflação salarial pode contribuir para a estagnação econômica e conclui seu artigo alertando para o risco iminente de que a *America will turn into Japan – that we’ll face years of deflation and stagnation – seems, if anything, to be rising.*

Joseph Stiglitz, em entrevista ao site Carta Maior no final de 2011, alertou que uma desvalorização interna baseada nas reduções salariais e na submissão dos devedores aos credores vai conduzir a Europa e o Euro rumo ao desastre, do mesmo modo como aconteceu com a Argentina dos anos 90 quando, seguindo a sugestão do FMI, aplicou medidas de austeridade, cujos resultados foram altamente desastrosos.

Citando a situação dos países em desenvolvimento no contexto da crise atual,

notadamente, Brasil, Argentina e China, Stiglitz (2012) assevera que as políticas macroeconômicas adotadas são acertadas, na medida em que buscam alavancar a economia, diversificá-la e melhorar a situação do mercado de trabalho. Também faz menção às regulações bancárias nesses países como mais eficientes do que as dos Estados Unidos e da Europa.

Vale mencionar o fato de que, no Brasil dos anos de 1990 e 2000, observou-se a adoção de medidas de política econômica de orientações opostas, ou seja, na década de 1990 vigoraram as políticas neoliberais com nuances de corte keynesiano. Na década de 2000, inverteu-se essa orientação. Desde então, as medidas de política econômica adotadas são fortemente baseadas em Keynes, com nuances de corte neoliberal.

Diante do exposto, o presente estudo busca refletir sobre as políticas econômicas ancoradas na austeridade fiscal, notadamente os cortes salariais, como mecanismos de resolução da crise instalada nas economias centrais, desde 2008 buscando, a partir de uma investigação empírica para o Brasil, apreender em que medida tais políticas estão equivocadas quando se lança um olhar sobre a literatura pertinente.

Tendo em vista este objetivo, inicia-se com uma revisão das análises críticas de Keynes e de Kalecki sobre a relação entre salário e nível de emprego conforme encontrada na literatura clássica e neoclássica. Posteriormente, apresenta-se uma análise descritiva dos mercados de trabalho brasileiro e europeu para o período 1990-2010, como uma primeira aproximação ao estudo empírico, realizado para o Brasil e países selecionados da Europa, na seção seguinte. Neste exercício busca-se, através da análise de séries temporais para o Brasil e de painéis para a Europa, verificar a relação existente entre salário e emprego. Finalmente, apresentam-se as considerações finais.

2. AS ABORDAGENS CRÍTICAS DA RELAÇÃO SALÁRIO-EMPREGO NA ACEPÇÃO CLÁSSICA - REVISITANDO KEYNES E KALECKI

Keynes¹, ao desenvolver sua crítica ao modo como os clássicos interpretaram a influência dos salários sobre a produção e o emprego, não elabora uma nova teoria dos salários, mas argumenta que os salários somente poderiam afetar o nível de emprego se afetasse, antes, os seus determinantes. A análise kaleckiana², ao contrário, elabora uma crítica radical ao esquema teórico clássico dos salários, a partir da negação peremptória de seus “supostos”, e deste modo Kalecki formula uma “construção teórica inteiramente nova” porque afinal, “é preciso poder-se dizer alguma coisa sobre os efeitos das alterações dos salários nominais” (Kalecki, 1987:74).

O primeiro autor argumenta contra as linhas gerais da teoria clássica, segundo a qual uma redução nos salários nominais, em determinadas circunstâncias, pode estimular a produção e, por conseguinte, o emprego, pois no seu entender trata-se de uma falácia, devido à interdependência entre as indústrias. Deste modo, qualquer conclusão sobre a relação entre salário nominal (W) e nível de emprego (N), dentro da teoria clássica, fica prejudicada, sendo incapaz de responder quais os efeitos de uma baixa em W sobre o nível de emprego. Keynes propõe-se, então, responder esta pergunta.

Keynes atesta que uma queda em W tem implicações sobre o emprego, mas não da forma como afirmavam os clássicos. No seu entender as variações salariais terão influência sobre o emprego N desde que algum de seus determinantes seja afetado por estas variações salariais. Ele reconhece apenas dois efeitos concretos de uma queda salarial sobre o emprego: via taxa de juros e via taxa de câmbio. No entanto, argumenta que os mesmos resultados

¹ Ver Keynes (1996 p 247-266)

² Ver capítulo 8 - Salários nominais e reais. In: Crescimento e ciclo das economias capitalistas. Capitalistas; organização, introdução e tradução de Jorge Miglioli, São Paulo: Hucitec, 1977.

podem ser obtidos de modo mais eficaz, uma vez que o ajuste da economia via redução salarial pode causar desequilíbrios sérios na distribuição de renda devido à violenta instabilidade de preços que pode ser desencadeada.

Em Kalecki (1987) o objetivo reside em mostrar que não existe uma correlação significativa entre nível de emprego e salários, conforme aceção clássica. No entender deste autor, esta relação baseia-se em quatro hipóteses irrealistas: custos marginais crescentes, livre concorrência, preços constantes e demanda global constante. Ao negar tais hipóteses, Kalecki assemelha-se a Keynes invertendo a referida relação: o primeiro movimento ocorre na variável emprego, causando variações nos salários. Ocorre que, assim como em Keynes, também em Kalecki, o salário real é determinado pelo mecanismo de demanda efetiva. Ou seja, determina-se o nível de emprego, com base no princípio de demanda efetiva e este nível de emprego é compatível com um dado salário real.

No entanto, se para Keynes, o salário real sobe na depressão e cai na prosperidade, para Kalecki é o contrário, pois o grau de monopólio não se mantém constante, mas varia conforme a fase do ciclo econômico. Ao que parece, Keynes desconsidera a influência da fase do ciclo sobre o grau de monopólio.

Deste modo, Kalecki sugere que a curva de custos marginais apresenta um seguimento horizontal bastante longo, começando a crescer somente quando está próxima a exaustão da capacidade. Assim, o preço passa a ser determinado pela própria firma, com base na curva de demanda com que se depara no mercado e na sua estrutura de custos. No seu entender, dado que o grau de monopólio não se mantém constante, o mais provável é que os salários reais variem pouco com a variação da produção, por causa da “rigidez” dos preços em relação aos custos. Para analisar como reage o salário real quando se aplicam mudanças nos salários nominais em situações de concorrência imperfeita, Kalecki parte da sua equação de lucro $P = C_c + I$. Sob as condições de concorrência imperfeita e de custos marginais constantes para um longo período de produção, uma redução no salário real terá um efeito negativo sobre o nível de emprego. Isto ocorre porque a queda no salário nominal reduz o poder de compra dos trabalhadores, proporcionalmente à queda dos salários, pois os capitalistas não aumentam suas despesas em bens de consumo e investimento imediatamente em resposta à queda no salário nominal. E se não o fazem imediatamente, tampouco farão depois³.

Neste caso, como existe um distanciamento entre preço e custo marginal, devido à rigidez de alguns preços, este distanciamento tende a aumentar, com a redução dos salários nominais. Os salários reais tendem a cair, bem como a renda dos bens salários, causando a queda no nível de emprego deste setor. Portanto, a queda nos salários reais vem acompanhada de uma queda no nível de emprego. Também nos períodos seguintes, os gastos dos capitalistas não se alteram, pois, em primeiro lugar, como o grau de monopólio aumenta, não há razão para que eles gastem mais. Ocorre que, com a queda dos preços, a renda dos capitalistas cai na mesma proporção e assim a razão entre renda e preços de bens de investimento não se altera. Por outro lado, dado que a renda real dos capitalistas não se altera, pois a renda nominal cai na mesma proporção que os preços, não há razão para que o consumo dos capitalistas aumente. A queda nos salários nominais não leva a uma mudança nos gastos dos capitalistas imediatamente e tampouco posteriormente.

A conclusão de Kalecki consiste em que dentro desse sistema de concorrência imperfeita, devido à “rigidez” de certos preços, a queda no salário nominal provoca uma

³Nas palavras deste autor, “...a diminuição dos salários nominais leva, devido à rigidez dos preços, ao aumento do ‘grau de monopólio’ e igualmente à redução dos salários reais. À diminuição dos salários reais, porém, nesse sistema de relações, liga-se, não o crescimento mas a queda do emprego, que ocorre no setor produtor de bens de consumo dos trabalhadores. A renda real dos capitalistas não aumenta, mas a renda real dos trabalhadores declina.”(Kalecki,1987: 88).

queda no nível de emprego no setor produtor de bens-salário. Resta incorporar na análise o setor externo.

Levando em conta o setor externo, se o salário nominal W cai, levando a uma queda de preços, embora em proporção maior, isto torna o produto mais competitivo no exterior, fazendo aumentar o volume de exportação. Mas esse efeito é contrabalançado pelo efeito adverso sobre o emprego, citado anteriormente. O resultado final de uma queda de salários sobre o emprego e a produção é incerto. Acresce que os preços (M) das matérias primas importadas não são afetadas pela queda no salário de modo que a relação M/W tende a aumentar, e os preços dos produtos acabados tendem a subir de modo que o salário real tende a cair. Os dois efeitos tendem a esvaziar o poder de compra dos trabalhadores de tal forma que o setor produtor de bens-salários entra em recesso, despedindo trabalhadores.

De fato, o efeito final da queda de preços e salários depende do impacto sobre o volume de exportação. Se este for sensivelmente elevado, o aumento no emprego do setor de exportação pode compensar a queda do salário real, pelo aumento do número de pessoas que passam a receber esse salário real reduzido (a massa salarial cresce) e, portanto, o poder de compra dos trabalhadores (salário real) não se altera. O emprego no setor produtor de bens-salários permanece o mesmo.

Se o volume de exportação é tal que supera o efeito da queda de salário real, o emprego no setor produtor de bens-salários aumenta fazendo melhorar o poder de compra dos trabalhadores como um todo. Ou seja, cada trabalhador, individualmente, perde poder de compra, mas o conjunto dos trabalhadores ganha. Assim a elasticidade das exportações maior ou menor, leva a um aumento ou queda no nível de emprego, respectivamente⁴. Quanto mais elásticas forem as exportações, mais benefícios para o emprego será uma queda no salário nominal, desde que o efeito “rigidez” de preços seja compensado. Se as exportações têm baixa elasticidade, uma queda nos preços e salários pode levar a uma redução no volume destas, pois as receitas tenderão a cair. O nível de emprego cairá proporcionalmente mais do que no caso anterior.

Kalecki conclui que as mudanças nos salários reais não interferem no nível de produção e de emprego, seja qual for o sistema considerado, pois “numa economia fechada não há razão para se associar queda de produção com aumento de salários reais nem aumento de produção com queda de salários reais”. Considerando a economia aberta, não necessariamente a queda no salário leva ao aumento da produção e do emprego. No entender do autor, considerando as políticas protecionistas, o mais provável é que a queda nos salários e preços leve a uma queda no emprego e produção.

3. A CRISE FINANCEIRA DE 2008 E AS MEDIDAS ANTICÍCLICAS ADOTADAS NO BRASIL E NA EUROPA

A crise financeira internacional, deflagrada no último trimestre de 2008, repercutiu de forma extremamente negativa sobre a economia mundial. Com raras exceções, a exemplo de China e Índia, que embora tenham sofrido uma desaceleração, mantiveram crescimento positivo do PIB, a maioria dos países apresentou severa retração da atividade econômica em 2009.

O impacto da crise, contudo, foi maior nos países desenvolvidos, Estados Unidos, Europa e Japão, mas alguns dos países em desenvolvimento como Rússia e México apresentaram forte contração do PIB: - 7,9% e -6,5%. No Brasil, a queda foi significativamente menor: -0,2%. Esse fato refletiu-se sobre o mercado de trabalho elevando

⁴ Aqui cabe lembrar a citação da Krugman colocada na introdução deste trabalho: “when employers across the economy cut wages at the same time, the results is higher unemployment”. Do mesmo modo, se todos os países atingidos pela crise resolverem adotar o corte salarial, é bem provável eu esta afirmação continue válida.

as taxas de desemprego, conforme será visto mais adiante. No caso brasileiro, a crise teve reflexos bem menores, com impactos reduzidos sobre o emprego, o que pode ser explicado pelo conjunto de políticas adotadas no seu enfrentamento, já que foram criadas e/ou intensificadas diversas medidas voltadas para a promoção do emprego e da renda.

A resposta à crise foi uma gama de ações para fortalecer o mercado de trabalho, com destaque para as seguintes medidas: manutenção/ampliação do emprego formal, estímulo ao crédito via bancos públicos, notadamente BNDES, manutenção da política de valorização do salário mínimo, continuidade dos programas de transferência de renda e assistência social. Esses fatos foram decisivos ajudando a conter uma queda mais acentuada no PIB, a exemplo do que ocorreu na maioria dos países centrais. O Quadro 1 exibe algumas das medidas internas mais relevantes e decisivas no enfrentamento da crise.

Política adotada	Política	Resultados
Fiscal	Isenção/Redução do IPI (linha branca, automóveis, construção civil). Redução do IOF (operações de crédito, investimentos estrangeiros) Reformulação das alíquotas do imposto de renda (elevação do teto de recolhimento, criação de novas faixas 7,5% e 22,5%)	Barateamento do crédito e sustentação do consumo doméstico. Estímulo à produção industrial e de insumos da construção civil em 2009, apesar de apresentar níveis menores que no mesmo período de 2008. Tendência de aumento das vendas de carros nacionais de janeiro a outubro de 2009; e das vendas de veículos, motos e autopeças a partir de dezembro de 2008. Realização de acordos para a manutenção dos empregos nas empresas desses setores.
Emprego e Renda	Política de Valorização do Salário Mínimo. Concessão de parcelas extras do seguro-desemprego. Criação de planos de qualificação. Ampliação da cobertura da bolsa-família.	Sustentação da renda doméstica. Promoção do emprego formal. Incentivo ao consumo doméstico. Impedimento de demissões em massa por parte das empresas.
Monetária	Redução do recolhimento compulsório. Redução da taxa básica de juros.	Provisionamento de liquidez. Impedimento a crises e falências de instituições financeiras.
Creditícia	Incremento da carteira de empréstimos do BNDES. Antecipação dos recursos para o crédito agrícola (BB). Linhas de crédito ao consumo (CEF)	Aumento das vendas a partir de novembro de 2008 e nos três últimos meses de 2009 obtiveram-se as maiores vendas no varejo desde o início da crise. No setor agropecuário, a produção de máquinas agrícolas, em 2009, foi inferior à produção mensal de 2008, exceto em dezembro. A diminuição da procura mundial por produtos agrícolas e a queda dos preços das <i>commodities</i> levaram a recuperação mais lenta deste setor. Incentivo geral ao consumo, especialmente nos setores que seriam os mais atingidos pela crise.
Cambial	Leilões de dólares, swaps, adiantamentos de contratos de câmbio	Manutenção do câmbio. Provisionamento de moeda estrangeira. Incentivo à manutenção do capital estrangeiro no país.

Quadro 1: Medidas anticíclicas no Brasil

Fonte: Elaborado a partir de Giuberti (2011). IPEA (2009). DIEESE (2010). TCU (2010)

A resposta europeia à crise, ao contrário, baseou-se em medidas de desregulamentação do mercado de trabalho, deflação salarial, ajustes orçamentários, entre outras ações, conforme se pode observar no Quadro 2 onde estão descritas algumas das principais medidas e seus resultados.

Tipo de política	Descrição	Resultados
Monetária	Corte na taxa de juros, entre outubro de 2008 e maio de 2009, o Banco Central Europeu baixou sua taxa de juro principal, de 3,25% para 1% ao ano. Injeções de liquidez e maior flexibilidade nas garantias exigidas para as operações de refinanciamentos dos bancos centrais. Compra de títulos “podres” dos bancos comerciais. Hungria e Ucrânia adotaram políticas de austeridade monetária. O primeiro elevou a taxa de juros para evitar a desvalorização cambial e o segundo para reduzir a inflação.	Mesmo com a política monetária expansionista o crédito bancário não fluiu. Os bancos comerciais não reproduziram sistematicamente os cortes oficiais nas taxas de juro e em alguns casos, as ações dos bancos reduziram-se substancialmente. O Deutsche Bank, por exemplo, reduziu suas atividades a um terço, conduzindo a queda do PIB e ao aumento do desemprego.
Fiscal	Diante do quadro de redução do comércio mundial, no início da crise, os países europeus intensificaram seus gastos. No entanto, era vedado aos governos incorrerem em um déficit público superior a 3% do PIB ou em dívida pública superior a 60%. Alguns países foram obrigados a adotar políticas austeras entre setembro e dezembro de 2008, para conseguir empréstimo do FMI. O corte orçamentário se deu com o desmantelamento do setor público,	A baixa arrecadação e intensificação dos gastos aumentaram o déficit público da Europa algo em torno de 6,3% do PIB (565 bilhões de euros). Os casos mais graves foram os de Portugal, Irlanda, Itália, Espanha e a Grécia. Redução do déficit em alguns países, Alemanha, por exemplo. Aumento temporário dos gastos sociais. As políticas adotadas foram tímidas e insuficientes para amenizar

	<p>reduções de bens e serviços públicos, demissão de funcionários públicos, retrocessos salariais, suspensão ou redução de salários e benefícios.</p> <p>Afastando-se do plano de estabilidade, foi aprovado pela UE, no final de novembro de 2008, um montante equivalente a 1,5% do PIB, cerca de 200 bilhões de Euros. O objetivo foi proteger e apoiar grandes grupos capitalistas nacionais, mediante a realização de gastos públicos em infraestrutura e concessões sociais temporárias. Intencionava-se ainda impulsionar a pequenas e médias empresas, notadamente via investimentos na área de energia renovável, transportes menos poluentes, indústria automobilística.</p> <p>Um pacote de 50 milhões de euros para reforçar a interligação das redes elétrica espanhola e portuguesa.</p> <p>Congelamento ou redução dos salários dos servidores públicos, de pensões, do seguro-desemprego. Em países como Grécia, Espanha, Portugal, Espanha, Itália e Irlanda houve aumento dos impostos.</p> <p>Aumento geral dos impostos e um imposto de 90% sobre os bônus dos bancos privados (Grécia). Aumento de 5% do imposto de renda para pessoas que ganham mais de 100 mil euros por ano e a taxação em 2,5% sobre os lucros das empresas com rendimentos acima de 2 milhões de Euros. (Portugal)</p> <p>Diversos países enfrentaram dificuldades, sendo concedido apoio financeiro para a Hungria, Letônia e Romênia e outros países pobres que não pertencentes a zona do Euro, no objetivo de reduzir os déficits do país.</p>	<p>a crise, ao contrário, provocaram o agravamento do déficit público, exigindo mais medidas contracionistas.</p> <p>Redução do salário médio, aumento do número de desempregados. Impacto negativo sobre a demanda agregada.</p>
<p>Merca do de trabal ho</p>	<p>A UE reduziu os gastos públicos com políticas voltadas para o mercado de trabalho. Na Alemanha os gastos como % do PIB, caíram de 0,97 em 1998, para 0,53 em 2008, na França de 0,98% para 0,60%, na Grécia de 0,24% para 0,14% e Portugal, Espanha e Reino Unido mantiveram estabilidade e/ou elevaram ligeiramente esses gastos no período citado.</p>	<p>Taxas de desemprego elevadas. Greves, manifestações de trabalhadores em vários países.</p>

Quadro 2: Medidas pós-crise na Europa

Fonte: Elaborado a partir de Kiyama et al (2010), OIT (2009), Alegría (2009), Eurostat (2010).

As políticas descritas anteriormente, em sua maioria, tiveram como foco a ajuda ao sistema financeiro e grandes grupos industriais. As ações destinadas ao mercado de trabalho, voltadas para a defesa do emprego e da renda, não foram priorizadas. O que se observou nos países europeus foi a lenta recuperação da economia com o persistente aumento nas taxas de desemprego.

4. OS MERCADOS DE TRABALHO BRASILEIRO E EUROPEU: CARACTERÍSTICAS E MUDANÇAS RECENTES

Nesta seção são feitas algumas considerações sobre aspectos relativos à evolução e às características recentes dos mercados de trabalho brasileiro e europeu. Também é discutido como a crise financeira impactou a economia mundial, quais foram as políticas adotadas para seu enfrentamento no Brasil e na Europa, bem como seus resultados.

4.1 O mercado de trabalho europeu no contexto da crise: uma nota

Diferente do caso brasileiro, e de outras economias em desenvolvimento, o avanço da industrialização nas economias ocidentais datou do final do século XIX, quando esteve em curso a Segunda Revolução Industrial e Tecnológica. Os princípios tayloristas (estrita separação entre as tarefas de execução e concepção) e fordistas (mecanização do processo de trabalho) passaram a orientar a produção industrial, promovendo o desenvolvimento substancial das forças produtivas da sociedade.

Paralelamente, o desenvolvimento do próprio sistema capitalista, alicerçado pelo Estado, foi redefinindo sua forma de atuação, de modo que se procedeu a uma série de reformas estruturais em prol da classe trabalhadora⁵. O mercado de trabalho, nessas

⁵ Há que se destacar o movimento do operariado nacional que ganhou força com os social-democratas na Europa, o bloco rooseveltiano nos Estados Unidos, pressionando pela criação de leis e direitos trabalhistas.

economias, apoiou-se, a partir do segundo pós-guerra até o início da crise dos anos 1970, em políticas de cunho Keynesiano, constituindo o chamado o *Welfare State* (BIHR, 1998).

O Estado usou ativamente as políticas monetária, fiscal e de rendas na promoção do pleno emprego, supervisionando e garantindo regras básicas como salário mínimo, instrumentos de negociação coletiva, benefícios sociais, com a criação de todo um aparato de seguridade social nesses países. Vale destacar, que os problemas de heterogeneidade e desemprego estrutural, comuns nas economias periféricas, foram resolvidos por meio de quatro reformas básicas: fundiária (rural e urbana), tributária (estrutura progressiva), social (Estado de bem-estar) e relações de trabalho (democratização) (POCHMANN, 1998).

Tabela 1: Evolução da taxa de desemprego, 1990-2010, em % do PIB, países selecionados Europa

País	União Européia	Alemanha	Grécia	França	Itália	Portugal	Espanha	Reino Unido
1990	8.5	4.9	7.2	9.4	9.9	4.8	16.4	7
1991	8.7	5.3	7.8	9.2	10.2	4.1	16.1	8.6
1992	9.3	6.4	8.1	10.3	9.4	4.1	17.8	9.9
1993	10.7	7.7	8.8	11.4	10.3	5.5	22.3	10.4
1994	11.5	8.8	9.1	12.7	11.2	7	22.4	9.7
1995	10.8	8.2	9.3	11.9	11.8	7.4	22.8	8.8
1996	11	8.9	9.9	12.4	12	7.7	22.3	8.3
1997	10.8	9.9	9.8	12.6	12.1	6.9	20.8	7.1
1998	10.3	9.9	11.1	12.1	12.3	4.9	18.8	6.3
1999	9.5	8.9	12.1	12	11.8	4.8	15.6	6.1
2000	8.5	8	11.5	10.3	11	4	13.9	5.6
2001	7.4	7.8	10.6	8.6	9.7	4.1	10.4	4.7
2002	7.7	8.6	10.1	8.7	9.3	4.8	11.3	5.1
2003	8.1	9.9	9.5	8.6	9	6.5	11.3	4.9
2004	8.3	10.8	10.4	9.2	8	6.7	11.1	4.6
2005	9.1	11.2	10	8.9	7.8	8.1	9.2	4.8
2006	8.3	10.3	9	8.9	6.9	8.1	8.6	5.4
2007	7.2	8.7	8.4	8	6.2	8.5	8.3	5.4
2008	7.1	7.6	7.8	7.4	6.8	8.1	11.4	5.7
2009	9.0	7.8	9.6	9.1	7.9	10	18.1	7.7
2010	9,9	6,8	12,0*	9,7	8,4	10,9	20,0	7,8**

Fonte: Elaborado a partir de Eurostat (2011)

*Média de janeiro a setembro. ** Média de janeiro a outubro.

A trajetória descrita tomou novos rumos a partir da crise dos anos 1970, quando se observou a reorientação da política econômica para medidas ortodoxas, motivada pela escalada inflacionária e pelo baixo crescimento econômico. Conforme Pochmann (2001), o advento da terceira revolução industrial, aliado ao avanço da competição intercapitalista alterou substancialmente as estratégias de desenvolvimento das corporações, levando nos anos 1980 e, principalmente na década de 1990, ao aumento generalizado das taxas de desemprego e desigualdade da renda, não só nas economias menos desenvolvidas, mas também nas economias centrais (Tabela 1).

Conforme a Tabela 1, na maioria dos países da Europa, as taxas de desemprego se elevaram abruptamente, chegando aos dois dígitos ao longo da década de 1990. Chama a atenção o caso da Espanha, onde a referida taxa ultrapassou os 22% ao ano e assim permaneceu até quase o fim da década de 1990. A partir dos primeiros da década de 2000, como reflexo do maior crescimento mundial, a situação foi em parte amenizada, mas a crise financeira de 2008 repercutiu negativamente elevando o desemprego na região nos anos de 2009 e 2010. Esse aumento do desemprego na Europa sugere que as medidas adotadas após a crise não foram eficazes, como será discutido a seguir.

4.2 O mercado de trabalho brasileiro: um panorama geral das décadas de 1990 e 2000

Durante a década de 1990, não só o Brasil, mas a maioria das economias mundiais passou a conviver com taxas de desemprego elevadas, o que se configurou num dos principais problemas da década. O avanço da globalização como nova ordem mundial, a mudança de

paradigma trazida pela Terceira Revolução Industrial no âmbito dos processos de produção e de organização do trabalho influenciaram decisivamente o desempenho da economia, marcado por taxas de crescimento muito baixas, com reflexos negativos sobre o mercado de trabalho (Tabela 2).

Conforme a referida Tabela 2, ocorreu forte elevação da taxa de desemprego aberto que passou de 4,6%, em 1990, para 8,2% em 1999. Não só a taxa de desemprego aumentou como ocorreu uma piora nas condições do mercado de trabalho, com a elevação do número de empregados sem carteira assinada e daqueles que trabalham por conta própria, em detrimento das ocupações formais. Entre os fatores responsáveis pela situação adversa dos anos 1990, o baixo crescimento econômico foi o principal motivo da geração de postos de trabalho em quantidade e qualidade insuficientes para a população.

Tabela 2: Taxa de desemprego e estrutura ocupacional no Brasil, 1990-2002, Regiões Metropolitanas, em mil pessoas.

Ano	Taxa de	Empregados	Var %	Ocupado	Var %	Empregados	Var %
	desemprego	com registro		por conta Própria		sem registro	
	aberto (%)	em carteira				em carteira	
1990	4,65	9.612		3.116		3.223	
1991	5,24	8.105	-15,68	3.034	-2,62	3.134	-2,77
1992	6,14	7.744	-4,45	3.129	3,12	3.310	5,61
1993	5,75	7.717	-0,35	3.188	1,90	3.491	5,46
1994	5,44	7.668	-0,64	3.373	5,81	3.679	5,39
1995	4,96	7.747	1,03	3.507	3,97	3.848	4,61
1996	5,81	7.633	-1,48	3.720	6,05	4.049	5,22
1997	6,14	7.600	-0,43	3.808	2,39	4.063	0,33
1998	8,35	7.495	-1,37	3.783	-0,66	4.155	2,28
1999	8,26	7.296	-2,66	3.856	1,92	4.325	4,09
2000	7,85	7.461	2,27	3.986	3,37	4.715	9,01
2001	6,83	7.760	4,01	3.965	-0,51	4.660	-1,17
2002	7,88	7.966	2,65	3.960	-0,13	4.859	4,28
2003	12,3	8.198	--	3.700	--	4.059	--
2004	11,5	8.331	1,62	3.872	4,65	4.292	5,74
2005	9,8	8.790	5,51	3.793	-2,04	4.370	1,82
2006	10,0	9.179	4,43	3.817	0,63	4.315	-1,26
2007	9,3	9.621	4,82	3.961	3,77	4.231	-1,95
2008	7,9	10.263	6,67	3.978	0,43	4.157	-1,75
2009	8,1	10.504	2,35	4.001	0,58	4.034	-2,96
2010*	6,9	11.187	6,50	4.052	1,27	3.968	-1,63

Fonte: IBGE/PME, 2010.

* Média de janeiro a novembro.

Aqui vale lembrar a natureza da política econômica adotada nessa década, que como se mencionou anteriormente, baseou-se fortemente na austeridade fiscal. Os efeitos deletérios desta política econômica dos anos 90, notadamente sobre o mercado de trabalho revelaram-se inéditos, e altamente contraditórios do ponto de vista da teoria clássica, pois ao mesmo tempo em que elevou a taxa de desemprego para níveis inéditos, promoveu uma queda sem precedente no valor real do salário mínimo, o qual em 1999 desceu ao seu menor nível desde sua instituição em 1940. As estatísticas também dão conta de uma queda no salário real médio da população durante esses anos de austeridade fiscal.

Este cenário desfavorável aos trabalhadores parece não se sustentar, notadamente a partir de 2004, pois desde então a estrutura ocupacional brasileira passou a exibir uma melhora qualitativa, devido à aceleração positiva em seus índices de evolução. Neste novo cenário, observa-se uma melhoria na inserção de trabalhadores com registro em carteira, assim como nas demais modalidades de inserção ocupacional, quais sejam trabalhadores sem registro em carteira (este passa a cair a partir de 2005) e conta-própria cujos índices, em magnitude, são relativamente maiores.

Outra constatação importante diz respeito à reestruturação ocupacional que parece surgir das mudanças no comportamento dos referidos índices. Trata-se da evolução crescente no índice dos ocupados com carteira assinada, desde o início da referida década

acompanhando a tendência crescente do índice de ocupação total. Isto não se verifica para os outros dois índices, o dos ocupados por conta-própria que se manteve estável e o índice dos ocupados sem carteira que, embora crescente no início do referido período quando apresentaram uma variação de 20,3% , decresceu em 6,52% entre 2005 e abril de 2008.

Ainda de acordo com a referida tabela 2, a variação continuada e crescente no índice dos ocupados com carteira superou a variação dos demais índices analisados, quando se toma o período como um todo. De fato, entre 2000 e 2008 o índice dos ocupados com carteira apresentou uma variação positiva de 37,3% enquanto o índice do total de ocupados variou em 24,7%, o índice dos trabalhadores por conta-própria cresceu 16,2% e o índice dos ocupados sem carteira em 12,5%.

Ao que parece, a inversão da orientação da política econômica que assumiu um caráter desenvolvimentista fortemente liderado pelo Estado, a partir de 2002, veio acompanhada de mudanças nas trajetórias dos indicadores macroeconômicos, em especial os indicadores no âmbito do trabalho. Ante a retomada do crescimento após 2004, iniciou-se uma trajetória de redução do desemprego que em 2010 atingiu o menor nível desde 2002, e melhora importante nos fundamentos do mercado de trabalho brasileiro. As políticas de transferência de renda, aliadas à política de valorização do salário mínimo, revelaram-se extremamente exitosas. Desde então se observa queda na taxa de desemprego, acompanhada da elevação do valor real do salário mínimo e do salário real médio da economia, melhora na distribuição funcional da renda.

Resta indagar se tal comportamento embute uma relação de causalidade entre as referidas variáveis, sua direção e magnitude. Para responder a tal indagação realiza-se na próxima seção uma investigação empírica, baseada numa análise de séries temporais, para o período 1994/2012, durante o qual foram adotadas medidas de política econômica de orientações teórico/ ideológicas díspares.

5. ANÁLISE EMPÍRICA DA RELAÇÃO ENTRE DEMANDA, EMPREGO E SALÁRIO (1994/2012)

Diversos estudos já se debruçaram sobre a existência e o sentido da causalidade entre salário e emprego, mostrando evidências conflitantes sobre esta relação para diferentes países. Por exemplo, Arestis e Mariscal (1994), Carruth e Schnabel (1993), Smith e Hagan (1993), e Suedekum e Blien (2004) encontraram uma relação significativamente negativa entre salários e emprego para o Reino Unido, Alemanha Ocidental e Austrália, respectivamente. Nenhuma relação consistente é encontrada entre as variáveis, salário e emprego em Darby e Wren-Lewis (1993) e Bender e Theodossiou (1999), para o Reino Unido, em Nymoen (1989) e Nymoen (1994) para a Noruega e Finlândia, respectivamente.

No entanto os resultados de Topel (1986), Belzil (2000) e Buchinsky et al. (2003) ressaltam que os salários respondem à demanda de trabalho e, conseqüentemente, a choques de demanda agregada. Também Apergis (2008) investiga a existência e a direção da relação entre salário real e emprego, usando um painel de dados para dez diferentes países da OCDE, de 1950 a 2005 e encontra evidências que suportam a tese de que é o aumento do emprego, via demanda agregada, que causa mudança nos salários e não o contrário.

5.1 O caso brasileiro

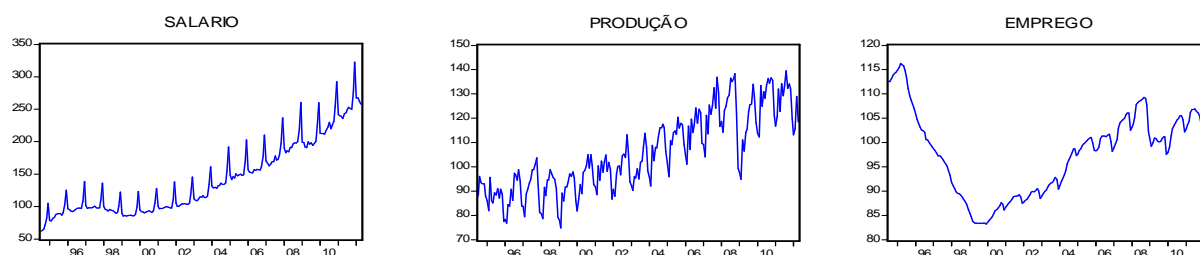
O presente artigo utiliza metodologia semelhante a empregada por Apergis (2008) para investigar a existência e a direção de uma relação de causalidade entre os salário e emprego na economia brasileira entre julho de 1994 e abril de 2012. As séries utilizadas na pesquisa, bem como suas fontes são descritas a seguir:

Produção – É a produção industrial da indústria geral em quantum, valores em números índices (média 2002 = 100), calculada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) por meio da Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física.

Emprego – Nível de emprego na indústria geral em números índices (média 2002 = 100), em São Paulo, calculado pela Federação e Centro das Indústrias do Estado de São Paulo, Levantamento de Conjuntura (FIESP).

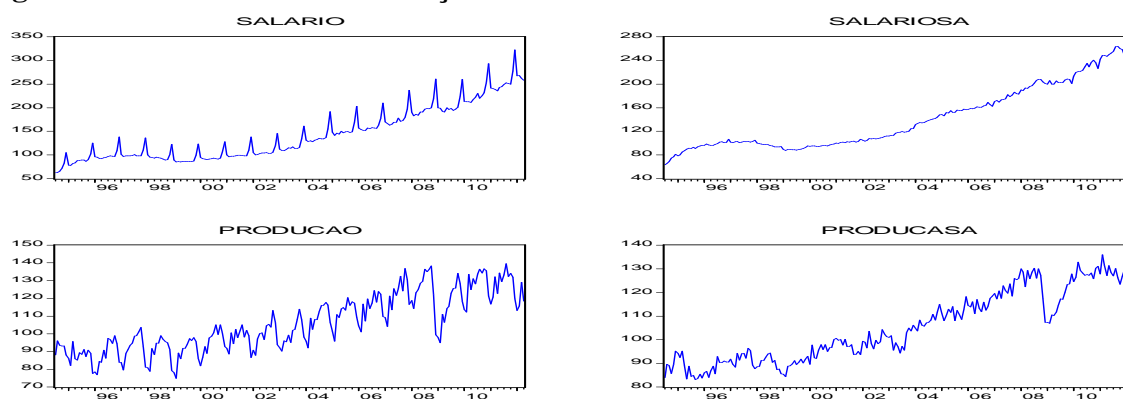
Salário – Folha de pagamento da indústria geral, em números índices (média 2002 = 100), calculada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) através da Pesquisa Industrial Mensal de Emprego e Salário (IBGE / Pimes). O comportamento das séries pode ser visualizado na Figura 1.

Figura 1 – Séries Utilizadas na pesquisa



A Figura 1 evidencia picos nas séries do emprego, que ocorrem regularmente nos meses de dezembro, e na produção industrial, geralmente no mês de outubro. Isso caracteriza a existência de sazonalidade nas séries, que são os movimentos sistemáticos, embora não necessariamente regulares, e intra-ano, causados pelas mudanças do clima, o calendário e o cronograma das decisões de produção e consumo feitas pelos agentes da economia. Como os fatores sazonais contribuem intensamente para a variância total da série, os mesmos precisam ser removidos para a análise dos efeitos causados pelas variáveis econômicas caracterizadas por sazonalidade. O método pra extração da sazonalidade utilizado nesta pesquisa é o X-11 ARIMA, desenvolvido pelo *U.S. Bureau of the Census*, por Shiskin, Young e Musgrave (1967). As séries com e sem sazonalidade estão dispostas na Figura 2.

Figura 2 – Séries Salário e Produção com e sem Sazonalidade:



A série do emprego sofreu uma mudança metodológica em 2002, no entanto existem dados compatíveis com a nova metodologia desde 1999. Assim, com o intuito de se trabalhar com séries homogêneas, optou-se por dividir a amostra em duas sub - amostras: i) uma que inicia em julho de 1994 e vai até dezembro de 1999 e ii) outra que compreende o período de janeiro de 2000 até abril de 2012.

5.1.1 A relação empírica entre produto, emprego e salário (1994:7 a 1999:12)

Uma primeira etapa da análise de séries temporais consiste em avaliar se as variáveis usadas seguem um processo estocástico estacionário, o que pode ser feito pela aplicação de testes de raiz unitária.⁶ A Tabela 3 mostra os resultados do Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), proposto por Said e Dickey (1984), e do Teste de Phillip e Perron (PP) (1987), com a hipótese nula (H_0), de que a variável testada possui raiz unitária (é não estacionária). Os dois testes de raiz unitária apontam que as séries emprego, produção e salário são estacionárias entre julho de 1994 e dezembro de 1999, pois a estatística t calculada é superior ao valor crítico tabelado. A conclusão de que as séries são estacionárias permite utilizar os modelos de Vetores Auto-Regressivos (VAR) para inferir as relações existentes entre essas três variáveis.

Tabela 3 – Testes de Raiz unitária - Variáveis em nível

Augmented Dickey-Fuller test (ADF)					
Variável	lags	<i>Estat. t</i>	Val. Crit.: 1%	5%	10%
<i>Emprego</i>	1	-3.9085	-4.1079	-3.4815	-3.1686
<i>Produção</i>	1	-2.7035	-3.5365	-2.9076	-2.5913
<i>Salário</i>	0	-4.0907	-4.1079	-3.4815	-3.1686
Phillip-Perron Test (PP)					
Variável	Lags	<i>Estat. t</i>	Val. Crit.: 1%	5%	10%
<i>Emprego</i>	0	-3.2368	-4.1079	-3.4815	-3.1686
<i>Produção</i>	0	-4.7657	-4.1079	-3.4815	-3.1686
<i>Salário</i>	0	-11.035	-4.1079	-3.4815	-3.1686

Nota: variáveis emprego e salário com constante e tendência e variável produção com constante

O primeiro passo, para a estimativa do VAR, é saber qual o número de defasagens a ser utilizada no modelo. O teste disposto na Tabela 4 sintetiza o resultado de vários critérios de seleção de defasagens no modelo VAR.

Tabela 4 – Teste de Critério de Seleção de Defasagens do VAR

Lags	<i>LogL</i>	<i>LR</i>	<i>FPE</i>	<i>AIC</i>	<i>SC</i>	<i>HQ</i>
0	242.9473	NA	6.75e-08	-7.998243	-7.893526	-7.957283
1	541.1623	556.6679	4.39e-12	-17.63874	-17.21987*	-17.47490
2	553.9882	22.65923*	3.87e-12	-17.76627	-17.03325	-17.47955*
3	564.0795	16.81870	3.76e-12*	-17.80265*	-16.75548	-17.39304
4	570.8230	10.56495	4.10e-12	-17.72743	-16.36611	-17.19495
5	576.2306	7.931066	4.71e-12	-17.60769	-15.93221	-16.95232
6	586.0533	13.42436	4.71e-12	-17.63511	-15.64548	-16.85686

Nota: * indica a ordem de defasagens selecionada pelos critérios. LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level); FPE: Final prediction error; AIC: Akaike information criterion; SC: Schwarz information criterion e HQ: Hannan-Quinn information criterion.

Optou-se por estimar o VAR utilizando 3 defasagens como apontado pelos critérios de Akaike e FPE para evitar o problema de autocorrelação que costuma aparecer em modelos com poucas defasagens. O modelo VAR a ser estimado é o seguinte:

$$PROD = \alpha_0 + \alpha_1 EMP_{t-i} + \alpha_2 SAL_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$EMP = \alpha_0 + \alpha_1 SAL_{t-i} + \alpha_2 PROD_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$SAL = \alpha_0 + \alpha_1 PROD_{t-i} + \alpha_2 EMP_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que:

ε_t é o termo de erro com as propriedades usuais;
 PROD representa a produção industrial em logaritmo;
 EMP indica o produto industrial em logaritmo;

⁶ Veja Hamilton (1994, cap. 17).

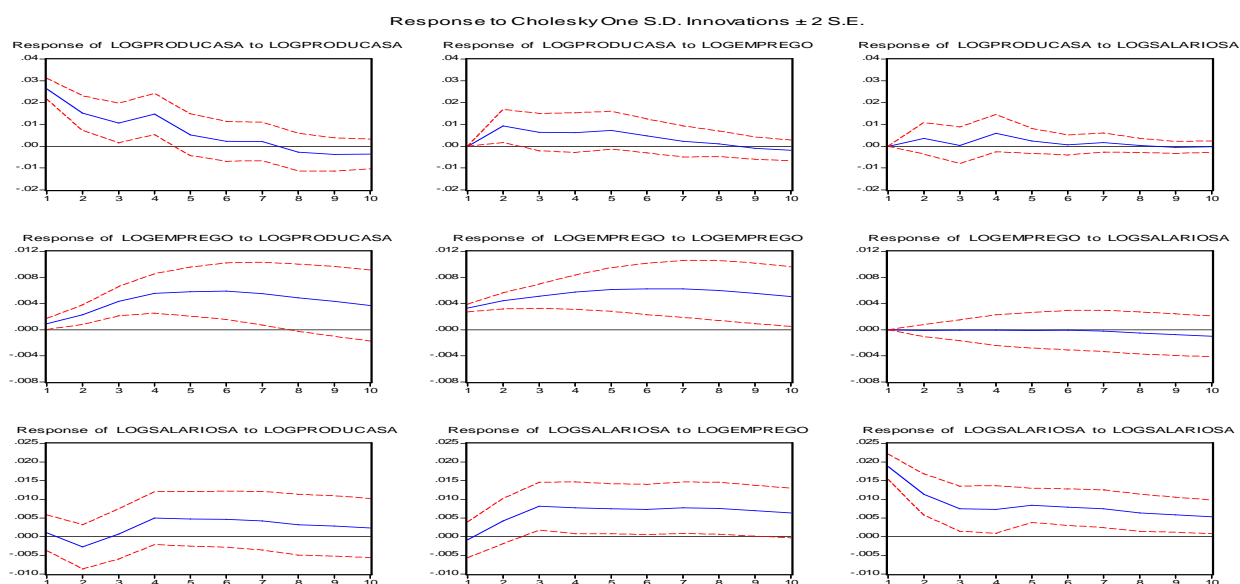
SAL representa o salário da indústria em logaritmo.

Tendo em vista o problema de multicolinearidade, inerente aos modelos VAR, é comum que os coeficientes estimados por esse modelo sejam não significativos, tornando usual a análise das funções impulso resposta ao invés dos coeficientes estimados. As funções impulso resposta mostram qual é o impacto de um choque em uma determinada variável do sistema VAR sobre as outras variáveis do modelo.

No entanto, para identificar os choques exógenos nas variáveis do sistema é preciso impor restrições sobre as relações contemporâneas existentes entre as variáveis incluídas no sistema VAR. Isso porque um modelo VAR na forma reduzida (com apenas variáveis defasadas) não permite a identificação dos efeitos de choques exógenos independentes nas variáveis do sistema, pois neste tipo de modelo os resíduos são correlacionados contemporaneamente. Uma forma comumente utilizada para identificar restrições sobre a relação contemporânea dos choques é a decomposição de Choleski, que propõe uma estrutura exatamente identificada ao modelo.

Considerando a ordenação de Cholesky e dada a hipótese teórica deste artigo que: “São aumentos na demanda efetiva que elevam o emprego, o que por sua vez gera elevação nos salários”, a ordem das variáveis do modelo VAR é a seguinte: a produção tem efeitos contemporâneos sobre o emprego e o salário; o emprego tem efeitos contemporâneos sobre o salário e o salário não exerce efeitos contemporâneos sobre nenhuma das variáveis do modelo, tendo apenas efeitos defasados. A este respeito ver Enders (1995). Feitas essas ressalvas sobre a estimativa do modelo VAR, a Figura 3 apresenta as funções impulso resposta resultantes do sistema.

Figura 3 – Funções Impulso Resposta do VAR



É possível observar, nesta Figura 3, considerando a simetria dos choques, que aumentos ou reduções nos salários não têm efeito sobre o emprego, ao passo que um choque positivo no emprego implica aumento do salário da economia. Assim, a hipótese do artigo de que reduções no salário nominal não são uma forma de aumentar o emprego da economia pode ser corroborada pelo modelo VAR estimado para a economia brasileira entre julho de 1994 e dezembro de 1999.

Além do VAR é interessante investigar, pelo teste de causalidade de Granger, qual a precedência temporal existente entre as variáveis do modelo. Os resultados são apresentados na Tabela 5. O teste de Causalidade de Granger mostra que são os movimentos no emprego que precedem os movimentos no salário e não o contrário. Além disso, existe relação de

causalidade bilateral entre produção e emprego.

Tabela 5 – Teste de Causalidade de Granger

Hipótese Nula:	Obs	F-tatistic	Prob.
LOGPRODUCASA does not Granger Cause LOGEMPREGO	63	3.50682	0.02105
LOGEMPREGO does not Granger Cause LOGPRODUCASA		3.04239	0.03625
LOGSALARIOS A does not Granger Cause LOGEMPREGO	63	1.49726	0.22524
LOGEMPREGO does not Granger Cause LOGSALARIOS A		4.75937	0.00502
LOGSALARIOS A does not Granger Cause LOGPRODUCASA	63	0.52439	0.66730
LOGPRODUCASA does not Granger Cause LOGSALARIOS A		0.73847	0.53355

Nota : 3 defasagens

A conclusão da análise empírica dessa primeira parte autoriza a firmemente rejeição da hipótese clássica de que os salários causam o emprego no curto prazo. Assim, os resultados apóiam a visão de Keynes, ou seja, a de que os salários reais mudam porque o emprego mudou, presumivelmente através de uma alteração na demanda. Os resultados sugerem que a redução do salário real não é suficiente para induzir uma expansão da produção e do emprego.

5.1.2 A relação empírica entre produto, emprego e salário (2000:1 a 2012:4)

Para investigar a segunda amostra inicia-se novamente pelos testes de Raiz Unitária, conforme Tabelas 6 e 7.

Tabela 6 – Testes de Raiz unitária - variáveis em nível

Augmented Dickey-Fuller test (ADF)					
Variável	lags	<i>Estat. t</i>	Val. Crit.: 1%	5%	10%
<i>Emprego</i>	13	-1.7610	-4.1079	-3.4815	-3.1686
<i>Produção</i>	3	-1.7667	-3.5365	-2.9076	-2.5913
<i>Salário</i>	2	-2.6363	-4.1079	-3.4815	-3.1686
Phillip-Perron Test (PP)					
Variável	lags	<i>Estat. t</i>	Val. Crit.: 1%	5%	10%
<i>Emprego</i>	4	-2.1460	-4.1079	-3.4815	-3.1686
<i>Produção</i>	2	-2.0250	-3.5365	-2.9076	-2.5913
<i>Salário</i>	11	-0.3889	-4.1079	-3.4815	-3.1686

Nota: variáveis emprego e salário com constante e tendência e variável produção com constante

Tabela 7 – Testes de Raiz unitária – Variáveis em diferença

Augmented Dickey-Fuller test (ADF)					
Variável	lags	<i>Estat. t</i>	Val. Crit.: 1%	5%	10%
<i>DEmprego</i>	13	-3.2893	-4.1079	-3.4815	-3.1686
<i>DProdução</i>	2	-6.2601	-3.5365	-2.9076	-2.5913
<i>DSalário</i>	1	-12.831	-4.1079	-3.4815	-3.1686
Phillip-Perron Test (PP)					
Variável	lags	<i>Estat. t</i>	Val. Crit.: 1%	5%	10%
<i>DEmprego</i>	14	-7.6267	-4.1079	-3.4815	-3.1686
<i>DProdução</i>	7	-17.6505	-4.1079	-3.4815	-3.1686
<i>DSalário</i>	9	-15.6600	-4.1079	-3.4815	-3.1686

Nota: variáveis emprego e salário com constante e tendência e variável produção com constante

Nesta segunda amostra é possível constatar que todas as séries são não estacionárias em nível, sendo necessário aplicar o teste às séries em primeira diferença para identificar a ordem de integração das variáveis.

Em primeira diferença todas as séries são estacionárias, possibilitando-se concluir que elas são integradas de primeira ordem, isto é, I(1).

Para séries não estacionárias é interessante fazer o teste de cointegração para investigar se a combinação linear de séries não-estacionárias é estacionária. A Tabela 8 apresenta os resultados de dois testes que identificam a existência de vetores cointegrados entre as séries do modelo.

Os Testes Traço e Máximo Valor indicam a existência de um vetor de cointegração entre as variáveis ao nível de 5% de significância, de forma que é possível estabelecer uma relação de longo prazo entre as variáveis, produção, emprego e salário.

As séries, não-estacionárias e cointegradas, podem ser modeladas por um Vetor de Correção de Erros. O teste de seleção de defasagens, na Tabela 7, indica o número ótimo de defasagens para este modelo. De acordo com a Tabela 7, o número ótimo de defasagens a ser utilizado no modelo é 4 defasagens.

Tabela 8 – Cointegration Tests

	Estatística Traço			Estatística Máximo Valor		
	Traço	Valor Cr.	Prob.5%	Máximo Vlr.	Valor cr.	Prob. %
Nenhum	34.11787	29.79707	0.0149	26.62826	21.13162	0.0076
Ao menos 1	7.489611	15.49471	0.5215	6.275626	14.26460	0.5781
Ao menos 2	1.213985	3.841466	0.2705	1.213985	3.841466	0.2705

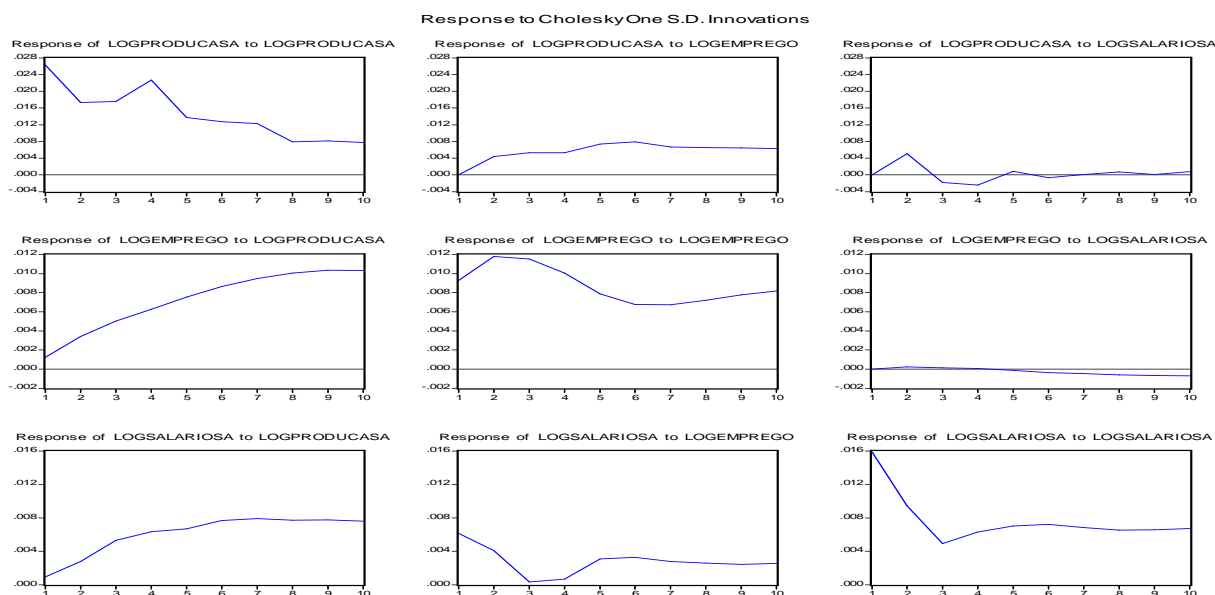
Tabela 9 – Teste de Critério de Seleção de Defasagens

lags	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	525.5023	NA	1.15e-07	-7.464318	-7.401283	-7.438703
1	1111.917	1139.320	3.01e-11	-15.71310	-15.46096	-15.61064
2	1139.604	52.60573	2.30e-11	-15.98006	-15.53881*	-15.80075
3	1153.362	25.55044	2.15e-11	-16.04803	-15.41768	-15.79187
4	1169.340	28.98883*	1.95e-11*	-16.14772*	-15.32826	-15.81471*
5	1173.717	7.753066	2.09e-11	-16.08167	-15.07311	-15.67182
6	1174.632	1.581393	2.35e-11	-15.96617	-14.76850	-15.47947

Nota: * indica a ordem de defasagens selecionada pelos critérios. LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level); FPE: Final prediction error; AIC: Akaike information criterion; SC: Schwarz information criterion e HQ: Hannan-Quinn information criterion.

Utilizando-se a mesma ordenação do modelo estimado para a primeira amostra, as funções impulso resposta do modelo VEC são dispostas na Figura 4. Analisando a Figura 4 pode-se observar que o emprego não responde a mudanças no salário, mas são as mudanças no emprego que implicam mudanças nos salários.

Figura 4 – Funções Impulso Resposta do VEC



Especificamente, um choque positivo no emprego, apesar de inicialmente reduzir o salário, causa em seguida elevação dessa variável. Além disso, choques positivos na produção provocam elevação do emprego. O modelo de correção de erros indica que o emprego causa mudanças nos salários reais, enquanto o vice-versa, não é verdade.

5.2 O caso europeu

Quanto à base de dados, estes foram coletados no *site* da Comissão Européia, *Eurostat*, o qual disponibiliza diversas estatísticas referentes aos países europeus. Trata-se de dados trimestrais, coletados a partir do primeiro trimestre de 2000 até o primeiro trimestre de 2012, para os países: Alemanha, Espanha, França, Grécia, Itália, Portugal e Reino Unido.

A variável emprego (EMP) refere-se ao total de trabalhadores empregados em tempo integral na manufatura.

A variável salário (SAL) compreende o custo total do trabalho, ou seja, além do salário, inclui-se as bonificações e as horas extras, também capturadas do setor manufatura e ajustados de acordo com os dias trabalhados.

5.2.2 Discussão dos resultados

Esta seção tem o objetivo de contribuir para o empirismo da relação entre salário e emprego em um conjunto de países europeus selecionados. Para tanto se utilizou a metodologia de painéis estáticos e dinâmicos para as séries do salário e do emprego em taxas de crescimento.⁷

A disponibilidade de dados macroeconômicos para um vasto conjunto de países tem gerado interesse entre os macroeconomistas em estimar modelos de dados em painéis que combinam séries de tempo com dados de corte. A análise em dados de painéis é um dos assuntos mais ativos e inovadores dentro da literatura econométrica. Isto porque eles provêm um ambiente extremamente rico para o desenvolvimento de técnicas de estimação e de resultados teóricos. E, em termos práticos, os pesquisadores podem usar esses dados para examinar questões que não são passíveis de investigação individualmente em nível temporal

⁷ O objetivo de se trabalhar com as séries em taxas de crescimento foi evitar problemas de não estacionariedade e cointegração que são característicos em séries temporais. Destaque-se que testes de raiz unitária, aplicados às taxas de crescimento das séries evidenciaram que todas são não estacionárias.

ou em termos de dados de corte (JUDSON e OWEN, 1999).

$$\text{O modelo a ser estimado é o seguinte: } \text{SAL}_{it} = \alpha_i + \beta \text{EMP}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Neste modelo, a variável dependente SAL, isto é, a taxa de crescimento dos salários; EMP₋₁ é a variável explicativa, especificamente a taxa de crescimento do emprego defasada em 1 período; β é um parâmetro; ε é o termo de erro; i representa a unidade de estudo (países); t representa o ano; e α_i é o efeito individual. As estimativas realizadas por efeitos fixos em painel é uma abordagem razoável quando se pode confiar que a diferença entre as unidades estudadas pode ser vista como mudanças paramétricas na função de regressão.⁸ A Tabela 10 sintetiza os resultados.

Tabela 10 – Modelo com Efeitos-fixos, usando 329 observações

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Const	0,792584	0,116792	6,7863	<0,00001	***
Emp ₋₁	0,110997	0,0612904	1,8110	0,07108	*
Média var. dependente	0,729880	D.P. var. dependente		2,020567	
Soma resíd. quadrados	1313,941	E.P. da regressão		2,023184	
R-quadrado	0,018805	R-quadrado ajustado		-0,002592	
F(7, 321)	0,878848	P-valor(F)		0,523385	
Log da verossimilhança	-694,6186	Critério de Akaike		1405,237	
Critério de Schwarz	1435,606	Critério Hannan-Quinn		1417,352	
Rô	-0,203223	Durbin-Watson		2,368602	

Nota: Incluídas 7 unidades de corte transversal; Comprimento da série temporal = 47 e Variável dependente: Salário. * Significativo a 10%, *** significativo a 1%.

É possível observar que o emprego defasado é importante para explicar o salário, mais precisamente um aumento na taxa de crescimento do emprego no trimestre anterior contribui para aumentos do salário no período corrente. O coeficiente da variável explicativa emprego é significativo ao nível de 7% de significância, bem como o modelo um bom ajuste, com erros homocedásticos e seguindo distribuição normal. A esse mesmo modelo aplicamos a metodologia de efeitos aleatórios, mas o teste de Hausman (1978) apontou que o modelo que mais se ajusta aos dados é o modelo de efeitos fixos, apresentado na Tabela 10.

Além desses modelos estáticos, serão utilizados modelos dinâmicos para contornar o problema de endogeneidade entre as variáveis. Um modelo dinâmico é aquele cuja variável dependente aparece defasada dentro do conjunto de variáveis explicativas, conforme equação 5.

$$\text{SAL}_{it} = \alpha_i + \delta \text{SAL}_{it-1} + \beta \text{EMP}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Quando os estimadores de efeitos fixos são aplicados em modelos dinâmicos, estes tendem a ser viesados, haja vista que pressupõem a exogeneidade estrita da variável independente. Este estimador pode ser considerado consistente apenas quando a variável tempo tende a infinito. Também o estimador de mínimos quadrados é viesado devido à correlação entre a variável dependente defasada e o efeito específico individual, mesmo que não haja correlação entre os resíduos. Para solucionar estes problemas, considera-se a abordagem para modelos dinâmicos, baseada no método de momentos generalizados (GMM), proposta por Arellano e Bond (1991), que é consistente quando aplicada a modelos dinâmicos.⁹

Para eliminar o efeito específico, é feita a primeira diferença da equação (6), que fica:

⁸ Para maiores detalhes sobre a metodologia econométrica apresentada, ver *Cameron & Trivedi* (2005), *Greene* (2003) e *Wooldridge* (2000).

⁹ Esta abordagem geral tem sido desenvolvida em vários estágios na literatura, ver, por exemplo, Ahn e Schmidt (1995), Arellano e Bover (1995), Blundell e Bond (1998).

$$\Delta SAL_{it} = \Delta \alpha_i + \delta \Delta SAL_{it-1} + \beta' \Delta EMP_{it} + \Delta \epsilon_{it} \quad (6)$$

A estratégia consiste em empregar o método GMM para a estimação do modelo em primeira diferença, utilizando-se todas as defasagens possíveis como instrumento para a variável defasada. Para variáveis endógenas, seus níveis defasados são utilizados como variáveis instrumentais, e para pré-determinadas, seus níveis são defasados uma vez. Este método busca utilizar toda a informação contida na amostra para a construção do conjunto de variáveis instrumentais, concomitantemente é eliminado o efeito específico não observável, permitindo a estimação.

Na equação 6, o termo $\Delta \epsilon_{it}$ é correlacionado com a variável dependente defasada, ΔSAL_{it-1} . Entretanto, Arellano e Bond (1991) observam que, sob a hipótese de que o erro ϵ_{it} não seja autocorrelacionado, os valores de SAL_{it} , defasados em dois ou mais períodos, são instrumentos válidos para ΔSAL_{it-1} . Com relação às outras variáveis explicativas, supõe-se que elas sejam estritamente exógenas e seus instrumentos sejam seus próprios valores defasados. Os resultados das estimações do painel de dados dinâmicos estão dispostos na Tabela 11.

Tabela 11: Painel dinâmico em 1 passo, usando 322 observações

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>z</i>	<i>p-valor</i>	
Sal(-1)	-0,211226	0,0567097	-3,7247	0,00020	***
const	-0,0142486	0,00596802	-2,3875	0,01696	**
Emp_1	0,0978646	0,0600727	1,6291	0,10329	
Soma resíd. Quadrados		2546,711	E.P. da regressão		2,825495
Número de instrumentos = 296					
Testar erros AR(1): z = -1,53307 [0,1253]					
Testar erros AR(2): z = -1,72502 [0,0845]					
Teste de Sargan para a sobre-identificação: Qui-quadrado(293) = 300,402 [0,3704]					
Teste de Wald (conjunto): Qui-quadrado(2) = 32,09 [0,0000]					

Nota: Incluídas 7 unidades de corte transversal; H-matrix as per Ox/DPDe e Variável dependente: Salário.

* Significativo a 10%, *** significativo a 1%.

Novamente observa-se que a variável taxa de crescimento do emprego defasada é significativa ao nível de 10% para explicar a variável salário. Assim aumentos defasados na taxa de crescimento do salário elevam as taxas de crescimento do emprego no momento corrente. As estimativas geradas dependem crucialmente da validade dos instrumentos empregados na identificação das variáveis endógenas. Para verificar isso, realizou-se o teste de Sargan para testar a validade conjunta dos instrumentos utilizados. Falhar em rejeitar a hipótese nula do teste indica que os instrumentos usados são robustos. Assim, o teste, para os dois modelos, indica que as restrições utilizadas são válidas.

O teste de autocorrelação serial examina a hipótese de que o termo de erro não é serialmente correlacionado. Mais especificamente, é testado se o termo de erro diferenciado é correlacionado serialmente em segunda ordem (por construção, o termo de erro diferenciado é, provavelmente, correlacionado serialmente em primeira ordem, mesmo se o termo de erro original não for). Os testes indicam que não se pode rejeitar a hipótese nula de inexistência de correlação serial de segunda ordem no termo de erro diferenciado.

O objetivo desses exercícios empíricos foi investigar a existência de uma relação entre salário e emprego, a qual pôde ser constatada pelos modelos estimados. No entanto, como um exercício contra factual seria interessante investigar se a relação inversa também é válida, isto é, se aumentos (ou reduções) do salário causam aumento do emprego. Assim, as metodologias de efeitos fixos e painel dinâmico foram aplicadas tendo a variável taxa de variação do emprego como variável dependente e taxa de variação dos salários como variável explicativa. Essas estimativas mostraram que nenhum dos resultados apresentou coeficientes

estatisticamente significativos, ajudando a confirmar a hipótese de Keynes e Kalecki sobre a relação entre salário e emprego, qual seja de que é o emprego que causa o salário e não o contrário.

6. DAS CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo autoriza o esboço de algumas considerações conforme segue.

Numa primeira aproximação aos dados, a análise descritiva sugere que o comportamento da relação salário-emprego no Brasil, ao longo das décadas de 1990 e 2000, não confirmou a teoria (neo) clássica que preconiza uma relação inversa entre salário real e emprego. Pelo contrário, a realidade dos fatos parece contradizer a referida teoria.

Senão vejamos. A década de 1990 foi marcada, como se afirmou anteriormente, por políticas de orientação neoliberal, na perspectiva do “Estado mínimo”, não obstante algumas iniciativas no âmbito das políticas de renda tivessem sido adotadas. Exemplo disso são os projetos de “renda mínima”, programa de erradicação do trabalho escravo, programa de agricultura familiar.

No entanto, tais iniciativas somente ganharam relevância na década seguinte. Ocorre que, na década de 1990, notadamente a partir da sua segunda metade, observou-se a deterioração do valor real do salário mínimo e do salário real médio, ao mesmo tempo em que a taxa de desemprego aberto cresceu sistematicamente, inclusive continuou crescendo nos primeiros da década de 2000.

Após a mudança na orientação da política econômica que se vai configurando, notadamente a partir de 2004, quando se implantou a política de valorização do salário mínimo, por iniciativa dos deputados ligados às Centrais sindicais, observa-se a reversão na tendência destes indicadores. Ou seja, a taxa de desemprego aberto passou a cair, enquanto o salário real mínimo e o salário real médio da economia assumiram trajetórias ascendentes.

De fato, verifica-se um comportamento inverso, mas este se dá entre o salário real e taxa de desemprego aberto. Na década de 1990, a queda no salário real vem acompanhada de uma elevação na taxa de desemprego. Na década de 2000, tem-se o inverso, ou seja, a recuperação do salário real vem acompanhada da queda na taxa de desemprego.

Em segundo lugar, os resultados da investigação empírica empreendida autorizam a rejeição da hipótese de que existe uma relação de causalidade entre salário e emprego. Ou seja, mais emprego não é gerado por corte de salários reais, ao contrário, são os salários reais que reagem às mudanças no nível de emprego. Estas é que são resultantes de alterações da demanda agregada. Os resultados parecem ser compatíveis com o ponto de vista de que intervenções pelo lado da demanda são muito mais apropriadas para o combate ao desemprego. Isto pode ser um receituário para as economias centrais, haja vista que a presente investigação empírica comprova a tese kaleckiana e keynesiana também para os países selecionados da Europa. Desta forma, austeridade salarial somente irá agravar o desemprego e piorar o cenário de crise em que se encontram estes países.

Em terceiro lugar, mais do que rejeitar a hipótese (neo) clássica, os resultados empíricos obtidos na presente pesquisa corroboram a tese kaleckiana segundo a qual o corte salarial leva ao aumento do desemprego. Ao que se constata, salário e emprego variam em sentido idêntico, contrariando a teoria neoclássica, portanto.

Referências

AHN, S. C. and SCHMIDT, P. 1995. “Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data.” *Journal of Econometrics* 68: 5-27.

- AKIYAMA, A.; TOMAS B.; GOMES R.; EMBATIUK N. A economia europeia no pós-crise. Conselho Europeu, 2009. Disponível www.onujr.com/guias/GUIA_CE_2010.pdf. Acesso em janeiro de 2011.
- ALEGRÍA, Felipe. **A Europa e a crise econômica mundial. Espanha**, Marxismo Vivo - Nº 20 - 2009
- APERGIS, N. (2008). The Employment –Wage Relationship: Was Keynes right after all? *American Review of Political Economy*, Vol. 6, No.1 (Pages 40-50)
- ARELLANO, M. and BOND, S. 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economics Studies** 58, 277-297.
- ARESTIS, P. and MARISCAL, I.B.F. “Wage Determination in the UK: Further Empirical Results Using Cointegration”, *Applied Economics*, 1994, 26, 417-424.
- BELZIL, C. “Jpb Creation and Job Destruction, Worket Reallocation and Wages”, *Journal of Labour Economics*, 2000, 18, 183-203.
- BENDER, K. and THEODOSSIOU, I., “The Real Wage-Employment Relationship”, *Journal of Post-Keynesian Economics*, 1999, 21, 621-637.
- BLUNDELL, R. and BOND, S. 1998. “Initial Conditions and Moment Restrictions Dynamic Panel Data Models.” **Journal of Econometrics** 87: 115-143.
- CAMERON, A. Colin, and Pravin K. TRIVEDI. **Microeconometrics: Methods and Applications**. New York: Cambridge University Press, 2005.
- CARRUTH, A. and SCHNABEL, C. “The Determination of Contract Wages in West Germany”, *Scandinavian Journal of Economics*, 1993, 95, 297-310.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. John Wiley & Sons, 1995.
- ENGEL, R.F. e GRANGER, C.W.J. (1987). “Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing,” *Econometrica*, 55, pp. 251–276.
- EUROSTAT. European Economic Statistics. Disponível em: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home/>. Acesso em 05/01/2011.
- Giuberti, Adriana Maria. Boletim nº 2 da crise financeira no Brasil. Disponível em: http://www.mte.gov.br/observatorio/boletim_02_Crise_Financeira_Brasil_2010.pdf >. Acesso em 12/01/2011.
- GREENE, William H. **Econometric Analysis**, 5th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, 2003.
- HAMILTON J.D., **Time series analysis**, Princeton University Press, 1994.
- HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. Princeton University Press, 1994.
- JOHANSEN, S (1991). “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, 59, pp.1551–1580.
- JOHANSEN, S. (1988), “Statistical analysis of cointegration vectors”. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, pp. 231-254.
- JOHANSEN, S. (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.
- JOHANSEN, S. e JUSELIUS, K. (1990). “Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration – with applications to the demand for money,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52,pp. 169–210.
- JUDSON, Ruth A. & OWEN, Ann L., (1999). Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists, *Economics Letters*, Elsevier, vol. 65(1), pages 9-15, October.
- KALECKI, Michal. **Crescimento e ciclo das economias capitalistas**. São Paulo: Hucitec, 1987. p. 71-101.
- KEYNES, J.M. **A teoria geral do emprego, do juro e da moeda**. São Paulo, Nova Cultural, 1985.
- KRUGMAN, Paul. **Falling Wages Syndrome**. The New York Times. May, 4, 2009.

- KRUGMAN, Paul. **The Conscience of a Liberal**. The New York Times. December, 16, 2009
- SHISKIN, J., YOUNG, A. H. e MUSGRAVE, J. C. The X-11 variant of the census method II seasonal adjustment program. **Bureau of Census**, Technical paper 15, US Department of Commerce, 1967.
- SMITH, J. and J. HAGAN “Multivariate Cointegration and Error Correction Models: An Application to Manufacturing Activity in Australia”, *Scottish Journal of Political Economy*, 1993, 40, 184-198.
- STIGLITZ, Joseph. **A Europa e o Euro caminham para o suicídio**. Disponível: HTTP://www.cartamaior.com.br/templates/materiaImprimir.cfm?materia_id=19187 Em 10/12/2011
- TOPEL, R. “Local Labour Markets”, *Journal of Political Economy*, 86, 94, S111-S143.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge, Mass.: The MIT Press, 2000.